

## 실업급여 지급기간 변화의 효과 분석

문 외 솔

(삼성경제연구소 수석연구원)

The Effect of the Extended Benefit Duration  
on the Aggregate Labor Market

Weh-Sol Moon

(Research Fellow, Samsung Economic Research Institute)

\* 본 논문에 대해 유익하고 세밀한 논평을 해주신 두 분의 검토자께 깊은 감사를 드린다. 여타의 오류  
들이 있다면 이것은 필자의 책임이다. 본 연구내용은 필자의 개인 의견이며, 삼성경제연구소의 공식  
견해와는 무관하다.

\*\* 문외솔: (e-mail) slmn@seri.org, (address) Samsung Economic Research Institute,  
1321-15 Seocho, Seochogu, Seoul, Korea

- Key Word: 매칭모형(Search and Matching), 실업급여(Unemployment Insurance Benefits), 실업(Unemployment), 비  
경제활동(Nonparticipation)
- JEL code: E24, J64, J65, J68
- Received: 2009. 9. 18      • Referee Process Started: 2009. 9. 19
- Referee Reports Completed: 2010. 2. 19

## ABSTRACT

I develop a matching model in which risk-averse workers face borrowing constraints and make a labor force participation decision as well as a job search decision. A sharp distinction between unemployment and out of the labor force is made: those who look for work for a certain period but find no job are classified as the unemployed and those who do not look for work are classified as those out of the labor force. In the model, the job search decision consists of two steps. First, each individual who is not working obtains information about employment opportunities. Second, each individual who decides to search has to take costly actions to find a job. Since individuals differ with respect to asset holdings, they have different reservation job-finding probabilities at which an individual is indifferent between searching and not searching. Individuals, who have large asset holdings and thereby are less likely to participate in the labor market, have high reservation job-finding probability, and they are less likely to search if they have less quality of information. In other words, if individuals with large asset holdings search for job, they must have very high quality of information and face very high actual job-finding probability. On the other hand, individuals with small asset holdings have low reservation job-finding probability and they are likely to search for less quality of information. They face very low actual job-finding probability and seem to remain unemployed for a long time. Therefore, differences in the quality of information explain heterogeneous job search decisions among individuals as well as higher job finding probability for those who reenter the labor market than for those who remain in the labor force.

The effect of the extended maximum duration of unemployment insurance benefits on the aggregate labor market and the labor market flows is investigated. The benchmark benefit duration is set to three months. As maximum benefit duration is extended up to six months, the employment-population ratio decreases while the unemployment rate increases because individuals who are eligible for benefits have strong incentives to remain unemployed and decide to search even if they obtain less quality of information, which leads to low job-finding probability and then high unemployment rate. Then, the vacancy-unemployment ratio decreases and, in turn, the job-finding probability for both the unemployed and those out of the labor force decrease. Finally, the outflow from nonparticipation decreases with benefit duration because the equilibrium job-finding probability decreases. As the job-finding probability decreases, those who are out of the labor force are less likely to search for the same quality of information.

## ABSTRACT

I also consider the matching model with two states of employment and unemployment. Compared to the results of the two-state model, the simulated effects of changes in benefit duration on the aggregate labor market and the labor market flows are quite large and significant.

본고에서는 노동자들이 위험 기피적이고 차입제약을 갖는 Mortensen-Pissarides (1994) 매칭모형에 경제활동참여 의사결정을 내생화하여 실업급여 지급기간 변화가 노동시장에 미치는 영향을 분석하였다. 모형의 실업은 구직활동을 하였으나 일자리를 찾지 못한 상태로 정의하고, 비경제활동은 비구직활동으로 정의한다. 경제활동참여 의사결정을 내생화하기 위하여 개별 노동자들이 노동시장으로부터 서로 다른 정확성을 갖는 정보를 관찰하고, 이러한 정보가 개별 구직확률에 영향을 준다고 가정한다. 개별 경제주체들의 자산보유규모가 서로 다르기 때문에 구직활동을 하는 것과 하지 않는 것을 무차별하게 만드는 의중구직확률 또한 서로 다르다. 따라서 자신이 관찰한 정보의 정확성이 충분히 높아서 실제 구직확률이 자신의 의중구직확률보다 높은 사람들은 구직활동을 선택하게 된다.

이러한 모형을 바탕으로 실업급여 지급기간 3개월을 벤치마크로 하여 지급기간을 각각 4개월부터 6개월까지 연장할 때

전체 노동시장 및 경제활동상태 간 노동자들의 이동비율에 미치는 효과는 다음과 같다. 첫째, 실업급여 지급기간의 연장은 취업자들의 근속기간을 늘리는데, 근속기간이 늘어나면 취업자들의 예비적 동기에 의한 저축이 늘어나고, 저축에 따른 자산보유규모의 증가는 노동의 한계비용을 증가시켜 노동시장에서 이탈할 유인을 제공한다. 따라서 경제활동참가율을 떨어뜨린다. 둘째, 실업급여 지급기간이 늘어날 때 실업급여 수급자격을 갖춘 경제주체들의 의중구직확률은 떨어지고 실업상태에 남을 확률은 높아져 실업자 수가 증가한다. 따라서 실업률이 상승한다. 셋째, 실업자수의 증가는 균형 공식-실업비율을 감소시켜 경제 전체의 구직확률을 낮추게 되며, 이는 차례로 비경제활동상태에 있는 사람들의 경제활동참여를 저해하는 효과를 야기한다. 이러한 결과는 비경제활동을 고려하지 않았을 때에는 나타나지 않는 현상이다.

## I. 서 론

본 연구의 목적은 노동시장의 중요한 정책 가운데 하나인 실업급여 지급기간의 변화가 노동시장에 어떠한 효과를 미치는지 분석하는 것이다. 특정 경제정책의 효과를 예측하는 것은 정책 수립단계에서 매우 중요한 사안이지만, 경제정책의 특성상 기존에 수행된 유사한 정책이 없거나 있다고 하더라도 관련 자료가 미비할 경우 정책의 효과를 예측하는 것은 불가능하다. 물론 표본을 선정하여 특정 정책을 시험적으로 시행하여 그 효과를 살펴보는 것도 가능하지만 상당한 비용을 지불해야 하는 경우가 많다. 따라서 정책의 효과를 예측하기 위한 가장 용이한 방법은, 현실을 설명하는 모형을 수립하고 수립된 모형을 바탕으로 모의실험을 수행하여 정책의 효과를 간접적으로 살펴보는 것이다.

본 연구는 최근 몇몇 연구에서 제기되고 있는 고용조정의 유연성 제고와 고용안정성 확보 사이의 조화와 관련하여 주로 고용 안정성 문제에 초점을 맞추고 있다.<sup>1)</sup> 노동시장이 경쟁적이고 고용조정에 대해 기업이 비용을 부담하지 않는 상황

에서 고용 안정성 확보는 노동시장의 매우 중요한 문제가 될 수 있다. 따라서 본 연구는 Mortensen and Pissarides(1994) 매칭모형을 사용하여 실업급여 지급기간 연장과 같은 고용 안정성 확보정책이 노동시장에 미치는 영향을 분석한다. 노동자는 취업자, 실업자 또는 비경제활동인구로 구분할 수 있으며, 위험 기피적이고 차임제약을 갖는다. 노동시장정책이 경제활동과 비경제활동 사이의 유출입에 상당한 영향을 줄 수 있는 만큼 본 연구에서는 기본적인 Mortensen-Pissarides 매칭모형에 비경제활동을 도입하였다. 한편, 매칭을 이룬 기업과 노동자 사이의 생산성은 시간에 따라 변화한다고 가정하여 생산성이 일정 수준(임계값) 아래로 떨어지면 고용관계가 종료된다.

비경제활동은 다음과 같이 모형화된다. 비경제활동을 비구직활동으로 정의하고, 실업을 구직활동 결과 일자리를 얻지 못한 상태로 정의한다.<sup>2)</sup> 따라서 노동자들은 매칭이 이루어진 이후 경제활동 상태가 결정된다. 한편, 고용기회를 얻지 못한 사람들은 노동시장으로부터 취업 가능성에 대한 정보를 획득하게 되는데, 상대적으로 정확한 정보를 획득한 사람이 더 높은 구직확률을 갖는다고 가정한다. 이러한 정보 정확성의 이질성은 개별 노동자들의 구직확률 차이를 설명하려는

1) 최근의 연구로는 김용성(2008)이 있다.

2) 구직활동 결과 일자리를 얻은 사람은 취업자로 구분된다.

시도이다. 실업을 위와 같이 정의하고 정보의 정확성을 모형에 도입하면 비경제활동으로부터 고용으로 직접 이동하는 사람들을 관찰할 수 있다. 지난달 비경제활동상태에 있었던 노동자가 이번 달 노동시장으로부터 정보를 획득하고 구직활동을 선택하여 일자리를 얻은 경우가 바로 그 예라고 할 수 있다.<sup>3)</sup>

본 연구는 실업급여 지급기간 3개월을 벤치마크로 하여 지급기간이 각각 4개월부터 6개월까지 연장되는 경우를 분석하였다. 비경제활동이 모형에 도입되면 노동시장참여 의사결정이 자산보유규모에 의해 내생적으로 결정되는데, 이는 유보임금(의중임금)이 자산보유규모에 의해 결정되기 때문이다. 모형의 경제주체들은 노동시장 관련 정보를 관찰한 후 구직활동 여부를 결정한다. 상대적으로 정확하고 신뢰할 만한 정보를 관찰한 사람은 높은 구직확률로 일자리를 얻는다. 개별 경제주체는 자산보유규모에 따라 서로 다른 의중구직확률(reservation job-finding probability)을 갖고 있으므로 자신의 의중구직확률보다 높은 확률로 일자리를 얻을 수 있다고 예상할 때 구직활동을 선택하고 그렇지 못할 때 구직활동을 포기하게

된다. 따라서 개별 경제주체가 관찰하는 상이한 정보의 정확성은 이들의 구직활동 의사결정에 중요한 영향을 미치게 된다.

일반적으로 자산을 많이 보유한 사람의 의중구직확률은 높고, 자산을 적게 보유한 사람의 의중구직확률은 낮다. 자산을 많이 보유한 사람은 상대적으로 매우 정확한 정보를 관찰할 때에만 구직활동을 선택하고, 구직활동을 선택했다면 매우 높은 확률로 일자리를 얻게 된다. 한편, 자산을 적게 보유한 사람은 상대적으로 낮은 정도의 정확성을 갖는 정보를 관찰했을 때에도 구직활동을 선택하게 되는데, 그렇기 때문에 구직활동을 선택했을 때 일자리를 얻을 확률은 낮다. 이러한 모형은 노동시장에서 흔히 관찰되는 비경제활동으로부터 고용으로의 이동을 설명할 수 있다는 장점을 갖는다. 자산을 많이 보유하여 비경제활동을 선택한 사람이 매우 높은 정확성을 갖는 정보를 관찰했다면 구직활동을 선택하게 되고, 이는 높은 구직확률로 이어지기 때문에 비경제활동으로부터 고용으로의 이동이 가능해진다.<sup>4)</sup>

이러한 모형에서 실업급여 지급기간이 연장되면 취업자들은 실업급여 수급자격

3) 통계청 『경제활동인구조사』의 실업자는 ‘현재 일자리를 갖고 있지 않으나 일할 의사가 있고 지난 4주간 적극적으로 구직활동을 한 사람’이다. 이는 지난 4주간 구직활동을 하였음에도 불구하고 현재 일자리를 얻지 못한 상태라고 볼 수 있다.

4) 비경제활동상태에서 구직활동을 선택하면 실업으로의 이동으로 볼 수도 있으나, 본 연구에서는 실업을 ‘구직활동 결과 일자리를 얻지 못한 상태’로 정의하였으므로 비경제활동으로부터 고용으로의 이동이 가능하다.

을 얻는 것에 대한 매력을 강하게 느끼게 되어 수급자격 획득을 위한 최소 근속기간을 유지하려고 한다. 근속기간이 늘어나게 되면 위험 기피적인 취업자들의 예비적 동기(precautionary motive)에 의한 저축이 늘어나게 되고, 저축에 따른 자산 보유규모의 증가는 노동의 한계비용을 증가시켜 노동시장에서 이탈할 유인을 제공한다. 따라서 경제활동참가율이 하락한다.

한편, 실업급여 지급기간이 연장되면 수급자들이 구직활동을 지속할 유인은 이전보다 높아진다. 그러면 이전에 구직활동을 포기했었을 낮은 수준의 정확성을 갖는 정보를 관찰하더라도 계속해서 구직활동을 하게 되는데, 이러한 낮은 수준의 정보 정확성은 낮은 구직확률로 이어져 실업상태에 남아 있을 확률을 높게 되고, 결과적으로 경제 전체의 실업자수를 증가시키는 효과를 낳는다. 이처럼 실업자 수가 증가하면 경제 전체의 공식·실업비율이 감소하여 평균 구직확률이 떨어지고 비경제활동인구에 있는 사람들은 이전과 동일한 정보의 정확성을 관찰했을 때 구직활동을 선택하지 않게 된다. 따라서 비경제활동으로부터 경제활동으로 유입되는 비율은 감소한다.

실업급여 지급기간 연장이 실업률에 미치는 효과는 비경제활동인구가 고려되

지 않은 모형, 즉 의증임금 변화에 따른 경제활동참여 의사결정이 고려되지 않은 모형에서 관찰되는 효과보다 크다는 것을 본 연구는 분명히 보여준다. 우선 비경제활동인구가 포함될 때의 효과를 살펴보기 위해 비경제활동을 포함하지 않는 모형에서의 실업급여 지급기간 연장 효과를 분석한다. 비경제활동인구가 고려되지 않는 경우 실업급여 지급기간이 연장될 때 실업률은 소폭 상승한다. 실업급여 지급기간의 연장은 실업급여 수급자격을 갖춘 노동자들의 매칭에 따른 생산성 임계값을 높여서 실업으로 이동할 가능성을 증가시키지만 반대로 수급자격을 갖추지 못한 노동자들의 임계값을 낮추어 실업으로 이동할 가능성을 감소시키기 때문에 노동시장에 미치는 효과는 크지 않다.

일반적으로 실업급여 수준이 증가하거나 실업급여 지급기간이 늘어나면 실업급여를 수급하지 못하던 실업자들의 근로유인이 높아져 실업으로부터 고용으로 이동할 가능성이 높아지는 효과, 즉 자격효과(entitlement effects)가 나타난다.<sup>5)</sup> 그러나 비경제활동이 존재하지 않는 모형에서는 이러한 자격효과가 나타나지 않는데, 그 이유는 비경제활동인구가 고려되지 않아서 구직활동의 선택이 내생적으로 결정되지 않기 때문이며, 모형의 가

5) 자격효과와 관련한 연구로는 Mortensen(1977)과 Hamermesh(1980)가 있다.

정에 따라 실업자들의 구직강도가 일정하게 주어지기 때문이다.

실업급여 지급기간을 확대하는 정책이 실업급여를 수급하는 실업자들의 실업기간과 실업으로부터의 이탈확률에 어떤 영향을 미치는가에 대한 연구는 주로 실증분석에 초점을 맞추어왔다.<sup>6)</sup> 우선 탐색이론(search theory)을 바탕으로 실업급여의 효과를 분석한 연구는 Mortensen (1977), Burdett(1979), van den Berg(1990) 등과 기존 연구를 체계적으로 정리한 Pissarides(2000) 및 Cahuc and Zylberberg (2004) 등이 있다. 대표적인 실증분석 연구로는 Moffitt and Nicholson(1982), Moffitt (1985), Katz and Meyer(1990), Meyer (1990) 등이 있으며, 보다 최근의 연구로는 Card and Levine(2000), Puhani(2000), Lalive and Zweimüller(2004), Lalive et al. (2006) 등이 있다. 따라서 본 논문은 기존에 실증분석에만 국한되었던 실업급여 수급기간 변화효과를 보다 현실적인 모형을 사용하여 분석했다는 점에 그 의의가 있다 하겠다. 물론 기존 연구 가운데 일부는 정량분석을 통해 실업급여 수급기간 변화효과를 분석한 바 있다. 그러나 대부분 비경제활동을 포함하지 않았거나 노동자들의 유입, 유출을 고려하지 않았

다는 한계를 지닌다.

본 논문은 다음과 같이 전개된다. 본 연구에 사용될 모형은 제Ⅱ장에서 소개되며, 모형의 모수 설정은 제Ⅲ장, 그리고 모의실험은 제Ⅳ장에서 다루어진다. 제Ⅴ장에서는 결론을 맺는다.

## II. 모 형

### 1. 환 경

여기서 다루는 모형은 Mortensen and Pissarides(1994)를 확장한 Bils, Chang, and Kim(2007)의 모형과 동일하지만 비경제 활동인구가 포함되었다는 점에서 차이를 갖는다.<sup>7)</sup> 따라서 모형의 노동자들은 위험 기피적이고 사전적으로 이질적이며 차입에 제약을 받는다. 노동자들의  $t$ 기 효용함수는 다음과 같이 정의한다.

$$\ln c_t + B_t \quad (1)$$

여기서  $c_t$ 는 소비를 나타내고,  $B_t$ 는 여가로부터 얻는 효용을 나타낸다.  $B_t$ 는 경제주체의 의사결정에 따라 다음과 같은 값을 갖는다.

6) 실업급여의 효과에 대한 대표적 문헌정리로는 Atkinson and Micklewright(1991)가 있으며, 보다 최근의 연구로는 Fredriksson and Holmlund(2006)가 있다.

7) 본 연구와 달리 실업을 적극적 구직활동으로, 비경제활동인구를 소극적 구직활동으로 구분한 연구가 있다. 대표적으로 Kim(2008)과 Pries and Rogerson(2009)이 있다.

$$B_t = \begin{cases} 0, & \text{일을 할 때} \\ B^s, & \text{구직활동을 할 때} \\ B^o, & \text{구직활동을 하지 않을 때} \end{cases} \quad (2)$$

$t$ 기의 자산보유규모가  $a_t$ 인 노동자가 일을 한다면 다음과 같은 예산제약을 갖는다.

$$c_t + a_{t+1} = (1+r)a_t + w_t \quad (3)$$

$$a_{t+1} \geq 0 \quad (4)$$

여기서  $a_{t+1}$ 은  $t$ 기의 저축,  $w_t$ 는  $t$ 기의 임금이다. 노동자는 차입이 불가능하므로 식 (4)와 같이  $t$ 기의 저축  $a_{t+1}$ 은 반드시 0보다 커야 한다. 한편,  $t$ 기의 자산보유액이  $a_t$ 인 노동자가 일을 하지 않는다면 다음과 같은 예산제약을 갖는다.

$$c_t + a_{t+1} = (1+r)a_t + h + b \quad (3')$$

여기서  $h$ 는 가계생산,  $b$ 는 실업급여로서 실업급여 수급자격을 갖는 사람들만 수급하게 된다.

고용기회를 갖는 노동자는 일을 할 것인지 그렇지 않을 것인지를 결정하고 고용기회를 갖지 못하는 노동자는 구직활동을 할 것인지 그렇지 않을 것인지를 선택한다. 이러한 의사결정을 변수로 나타낼 수 있다. 먼저  $I_t^w$ 는 고용기회를 갖는 노동자의 선택변수로서 일을 하기로 선택

할 때 1의 값을 갖고, 그렇지 않을 때 0의 값을 갖는다.  $I_t^s$ 는 고용기회를 갖지 못한 노동자의 선택변수로서 구직활동을 할 때 1의 값을 갖고, 그렇지 않을 때 0의 값을 갖는다.

기업(또는 기업가)은 기대이윤의 현재 가치를 극대화한다. 미래에 발생하는 기대이윤은 이자율  $r$ 로 할인된다. 소규모 개방경제를 가정하여 이자율  $r$ 은 외생적으로 주어진다. 경제 내에 두 종류의 기업들이 있다. 하나는 노동자와 매칭을 이루어 생산활동을 하는 기업이고, 다른 하나는 공석을 보유하고 구인활동을 하는 기업이다. 노동자와 매칭을 이루어 생산활동을 하는 기업은  $z$ 를 생산한다. 산출량  $z$ 는 기업의 고유 생산성을 나타내고 다음과 같은 확률과정을 따라 변화한다.

$$\ln z' = \rho \ln z + \varepsilon' \quad (5)$$

여기서  $\varepsilon$ 은 평균 0, 표준편차가  $\sigma$ 인 정규분포를 따른다. Tauchen(1986)을 따라서 연속적인 생산성의 분포를 이산화된 형태의 조건부 확률로 근사한다. 이산화된  $z_i$ 는  $[z, \bar{z}]$ 에서 그 값을 갖는다. 이번 기의 생산성이  $z_i$ 일 때 다음 기의 생산성이  $z_j$ 일 조건부 확률  $\Pr(z' = z_j | z = z_i)$ 는  $\pi(z_j | z_i)$ 로 근사된다. 한편, 구인활동을 하는 기업은 구인광고를 위해  $k$ 의 비용을 지불해야 한다.

기업과 노동자는 다음의 함수에 의해



매칭이 결정된다.

$$m(u, v) = \omega u^\alpha v^{1-\alpha} \quad (6)$$

여기서  $u$ 는 효율단위로 나타낸 구직자의 수,  $v$ 는 공식(구인자)의 수,  $\alpha$ 는 매칭함수의 구직자에 대한 탄력성,  $\omega$ 는 매칭함수 파라미터이다. 어떤 구직자의 구직강도 혹은 구직의 효율성이  $s$ 일 때 일자리를 찾을 확률  $sp$ 와 어떤 기업이 근로자를 만날 확률  $q$ 는 다음과 같이 표현된다.

$$sp = s \frac{m(u, v)}{u} = s\omega\theta^{1-\alpha} \quad (7)$$

$$q = \frac{m(u, v)}{v} = \omega\theta^{-\alpha} \quad (8)$$

여기서  $\theta$ 는 공식-실업비율( $v/u$ )을 나타낸다.

## 2. 고용 관련 정보의 획득

기존 연구들은 실업과 비경제활동 사이의 빈번한 이동현상을 설명하기 위하여 개별 경제주체의 생산성 혹은 여가에 대한 가치 변화가 단기간에 매우 크게 나타난다고 가정한다. 개별 경제주체의 생산성이 낮아지거나 여가에 대한 가치가

높아지면 노동시장에 있을 때의 상대적 비용이 높아져 노동시장을 떠나게 된다. 그러나 경제주체의 생산성의 변화나 여가에 대한 가치의 변화는 짧은 기간 발생하는 엄청난 규모의 노동시장 이동현상을 설명하기에는 한계가 있다.<sup>8)</sup>

본 절에서는 고용기회를 얻지 못한 사람들이 노동시장으로부터 자신에게 적합한 일자리가 있다는 정보를 얻게 되는 모형을 소개한다. 모형의 실업은 ‘구직활동을 하였으나 일자리를 얻지 못한 사람’으로 정의된다. 고용기회를 얻지 못한 사람들은 자신에게 적합한 일자리가 있는 곳에 대한 정보를 얻게 되는데, 그러한 정보는  $s$ 의 정확성을 갖는다. 그리고 이러한 정보는 매우 높은 정도의 지속성을 갖는다고 가정하였다. 따라서 본 논문에서 소개되는 모형을 고용정보모형이라고 부른다.

정보 네트워크(Information Networks)와 관련한 문헌 가운데 대표적으로 Rees (1966)는 일자리와 관련한 정보의 출처를 공식출처(formal sources)와 비공식출처(informal sources)로 구분한 바 있다. 공식출처는 인터넷 혹은 신문 등의 구인광고, 정부나 관련 기관이 운영하는 구직알선단체 등을 포함하고, 비공식출처는 가족 혹은 친인척으로부터 얻게 되는 정보를 포함한다. Montgomery(1992)는 비공식출

8) Hæfke and Reiter(2006)는 개별 경제주체들의 이질적 충격을 가정한다. 집합적으로 표현한 정상상태에서의 노동시장 이동현상은 현실을 설명하기에는 충분치 못하다.

치의 중요성을 강조하면서 고용된 사람들 가운데 약 50%는 비공식출처를 통한 정보를 바탕으로 일자리를 얻었음을 보였다.

본 절에서 논의되는 일자리에 대한 정보는 이와 같은 비공식출처를 반영하는 것으로 해석될 수 있다. 모든 사람들이 공식출처로부터 정보를 획득한다면 동일한 능력과 동일한 기술을 보유한 사람들은 반드시 동일한 확률로 일자리를 얻어야 한다. 그러나 Montgomery(1992)의 결과와 같이 다수의 사람들은 비공식출처로부터 노동시장 관련 정보를 입수한다.

한편, 비공식출처로부터 얻게 되는 정보의 지속성은 정보 네트워크의 특성을 반영한 것이다. 광범위한 인간관계를 맺고 있는 사람은 지속적으로 좋은 정보를 얻을 수 있지만, 그렇지 않은 사람은 공식출처를 통해서만 정보를 얻게 된다. 이러한 네트워크(인간관계)는 단시간에 변하는 것이 아니므로 네트워크로부터 얻는 정보도 상당한 지속성을 갖는다고 가정하였다.

이번 기  $s$ 의 정확성을 갖는 정보를 획득하였다면 다음 기에 획득하게 되는 정보의 정확성  $s'$ 은 조건부 확률분포  $F(s'|s)$ 로부터 추출된다. 다만, 고용기회를 가졌던 근로자는 비조건부(unconditional) 확률분포  $G(s)$ 로부터 정보를 획득한다고 가정한다. 구체적으로 신호의 정확성  $s$ 는 확률변수  $x$ 로부터 다음과 같은 로

지스틱 분포함수에 의해 주어진다고 가정하는데, 이는 단순히 신호  $s$ 가 0과 1 사이의 값을 갖도록 하기 위함이다.

$$s = \frac{e^x}{1 + e^x} \quad (9)$$

확률변수  $x$ 는 다음의 AR(1) 과정을 따른다.

$$x' = \rho_x x + (1 - \rho_x)\bar{x} + \eta' \quad (10)$$

여기서  $\bar{x}$ 는 확률변수  $x$ 의 비조건부 평균,  $\rho_x$ 는 지속성을 나타내는 파라미터,  $\eta$ 는 확률변수로 평균이 0이고 표준편차가  $\sigma_\eta$ 인 정규분포를 따른다.

### 3. 가치함수로 표현한 노동자와 기업의 의사결정

정확성  $s$ 를 내포한 정보를 획득한 사람은 구직활동을 할 것인지 하지 않을 것인지 결정한다. 구직활동을 하게 되면  $U(a, s)$ 의 가치를 얻게 되고, 그렇지 않으면  $O(a, s)$ 의 가치를 얻게 된다. 따라서 다음의 문제를 푼다.

$$N(a, s) = \max_{I^s(a, s) = \{0, 1\}} \{U(a, s), O(a, s)\} \quad (11)$$

여기서  $I^s(a, s)$ 는 의사결정함수로서 구직활동을 하면 1의 값을 갖고, 구직활동을 하지 않으면 0의 값을 갖는다.

매기 고용기회를 갖는 노동자는 자신의 보유자산과 기업의 생산성을 관찰한 뒤 노동공급 여부를 결정한다.  $W(a, z)$ 를 자산  $a$ 를 보유하고 생산성  $z$ 의 기업과 매칭을 이루어 일을 하는 사람의 가치 함수라고 할 때,  $W(a, z) \geq N^e(a)$ 이면 고용관계를 유지하고, 그렇지 않으면 고용관계를 종료한다. 여기서

$$N^e(a) = \int N(a, s') dG(s') \quad (12)$$

$$W(a, z) = \max_{\{c, a'\}} \left\{ \ln c + \beta \lambda N^e(a') + \beta(1 - \lambda) E[\max\{W(a', z'), N^e(a')\} | z] \right\} \quad (14)$$

제약식은

$$c + a' = (1 + r)a + w(a, z)$$

$$a' \geq 0$$

여기서  $\lambda$ 는 외생적인 고용관계 분리를 나타내는 확률변수로서 일반적으로 노동자들의 자발적 이직을 나타낸다.<sup>9)</sup>  $w(a, z)$ 는 내쉬협상임금으로 노동자의 보유자산  $a$ 와 기업의 생산성  $z$ 에 의해 결정된다. 다음 기 고용기회를 유지하는 노동자는 자신의 보유자산  $a'$ 과 기업의 생산성  $z'$ 을 관찰한 뒤 노동공급 여부를 결정한다. 즉,  $W(a, z) \geq N^e(a)$ 이면 고용관계를 유지하지만 그렇지 않으면 고용관계를 종료하는데, 이러한 의사결정

이러한 의사결정을 함수  $I^w(a, z)$ 로 나타낸다. 따라서 고용관계를 유지할 때  $I^w(a, z)$ 는 1의 값을 갖고, 그렇지 않을 때 0의 값을 갖는다.

$$\max_{I^w(a, z) \in \{0, 1\}} \{W(a, s), N^e(a)\} \quad (13)$$

보유자산  $a$ 의 노동자가 생산성  $z$ 의 기업과 매칭을 이루어 일을 할 때의 가치 함수를  $W(a, z)$ 로 나타내면  $W(a, z)$ 는 다음과 같다.

은 기업에게도 동일하게 적용된다. 따라서 주어진 보유자산  $a$ 에서 기업의 생산성이 일정 수준 아래로 떨어지면 고용관계는 종료된다. 이러한 임계값의 함수를  $z^*(a)$ 로 나타낸다. 위의 문제로부터 노동자의 최적소비함수와 최적저축함수를 각각  $C^w(a, z)$ 와  $A^w(a, z)$ 라고 나타낸다.

자산  $a$ 를 보유하고 정확성  $s$ 의 신호를 획득한 사람이 구직활동을 할 때의 가치함수  $U(a, s)$ 는 다음과 같다.

9) 자세한 설명은 den Haan, Ramey, and Watson(2000)과 Bils, Chang, and Kim(2007)을 참조하라.

$$U(a, s) = \max_{\{c, a'\}} \left\{ \ln c + B^s + \beta(1 - sp)E[N(a', s')|s] \right. \\ \left. + \beta sp \max\{W(a', \bar{z}), N^e(a')\} \right\} \quad (15)$$

제약식은

$$c + a' = (1 + r)a + h + b$$

$$a' \geq 0$$

구직활동은 하는 사람은 이번 기에  $\ln c + B^s$ 의 효용을 얻고 다음 기에  $sp$ 의 확률로 고용기회를 얻는다. 즉, 매우 정확한 정보를 획득한 사람은 확률  $s$ 로 자신에게 적합한 일자리가 있는 곳을 찾아가게 되는데, 그러한 일자리는 경쟁( $p$ )을 통하여 얻게 된다. 새로운 매칭은 가장 높은 생산성 수준  $\bar{z}$ 에서 시작된다고 가정하여  $sp$ 의 확률로 고용기회를 얻은 노동

자가 일을 할 때의 가치함수는  $W(a', \bar{z})$ 가 된다. 위의 문제로부터 구직활동을 선택한 노동자의 최적소비함수와 최적저축함수를 각각  $C^u(a, s)$ 와  $A^u(a, s)$ 로 나타낸다. 한편, 수급자격을 갖는 노동자에 한해 실업급여  $b$ 가 지급된다.

자산  $a$ 를 보유하고 정확성  $s$ 의 신호를 획득한 사람이 구직활동을 하지 않을 때의 가치함수  $O(a, s)$ 는 다음과 같다.

$$O(a, s) = \max_{\{c, a'\}} \{ \ln c + B^o + \beta E[N(a', s')|s] \} \quad (16)$$

제약식은

$$c + a' = (1 + r)a + h$$

$$a' \geq 0$$

구직활동을 하지 않는 사람들은 이번 기에  $\ln c + B^o$ 의 효용을 얻고 다음 기에 새롭게 실현되는 정보의 정확성에 따라 구직활동을 선택할 것인지 그렇지 않을 것인지를 결정한다. 여기서  $B^o$ 는 여가에 대한 효용의 상대적 가치로서  $B^s$ 보다 크다. 위의 문제로부터 노동자의 최적소비함수와 최적저축함수를 각각  $C^o(a, s)$

와  $A^o(a, s)$ 라고 나타낸다.

기업의 가치함수도 축차적으로 표현된다. 보유자산  $a$ 의 노동자와 매칭을 이루어 생산활동을 하는 생산성 수준  $z$ 를 갖는 기업의 가치함수를  $J(a, z)$ 로 표현하고, 공석을 보유한 기업이 구인활동을 할 때의 가치함수를  $V$ 로 나타낸다.<sup>10)</sup> 가치함수  $J(a, z)$ 는 다음과 같다.

$$J(a, z) = z - w(a, z) + \frac{1}{1+r} \lambda V + \frac{1}{1+r} (1-\lambda) E[\max\{J(A^w(a, z), z'), V\} | z] \quad (17)$$

여기서  $A^w(a, z)$ 는 매칭을 이룬 노동자의 최적저축함수를 나타낸다. 다음 기의 생산기회를 확보한 기업은 노동자의 보유자산  $a$ 와 자신의 생산성  $z$ 를 관찰한 뒤 생산활동의 지속 여부를 결정한다. 즉,  $J(a, z) \geq V$ 이면 생산활동을 지속하

지만 그렇지 않으면 생산활동을 중단한다. 따라서 근로자의 보유자산  $a$ 에서 기업은 자신의 생산성이 임계값  $z^*(a)$ 보다 낮아지면 생산활동을 중단한다.

구인활동을 하는 기업의 가치함수  $V$ 는 다음과 같다

$$V = -k + \frac{1}{1+r} q \sum_{a,s} \max\{J(A^u(a, s), \bar{z}), V\} \frac{\varphi^u(a, s)}{\sum_{a,s} \varphi^u(a, s)} \quad (18)$$

여기서  $k$ 는 구인비용,  $A^u(a, s)$ 는 자산 규모가  $a$ 이고 정보 정확성이  $s$ 인 구직자들의 최적저축함수, 그리고  $\varphi^u(a, s)$ 는 자신에게 적합한 일자리가 있는 곳에 성공적으로 도달한 유형- $(a, s)$ 를 갖는 사람들의 사전적 분포를 나타낸다. 신호 정확성  $s$ 를 관찰하여 구직활동을 선택한 사람들의 분포를  $\mu^u(a, s)$ 라고 할 때  $\varphi^u(a, s)$ 는  $s\mu^u(a, s)$ 가 된다. 기업들의

일자리 창출비용이 0이라고 가정하면 균형에서 자유진입조건이 만족되어  $V$ 는 0이 된다.

#### 4. 균형임금의 결정

임금은 다음과 같은 일반적인 형태의 내쉬협상문제로부터 도출된다.

$$w(a, z) = \arg \max [W(a, z) - N^e(a)]^\gamma [J(a, z) - V]^{1-\gamma} \quad (19)$$

제약식은

$$S(a, z) = W(a, z) - N^e(a) + J(a, z) - V \quad (20)$$

10) 기업의 가치함수  $J(a, z)$ 에 매칭을 이룬 노동자의 자산보유규모  $a$ 에 의존하는 이유는 내쉬협상임금 때문이다. 내쉬협상임금을 결정하는 식 (19)에서 노동자의 가치함수 차이, 즉  $W(a, z) - N^e(a)$ 는 노동자의 보유자산에 영향을 받기 때문이다.

여기서  $\gamma$ 는 노동자의 협상력을 나타내고  $S(a, z)$ 는 매칭잉여(matching surplus)를 나타낸다.

## 5. 시간불변 측도(time-invariant measures)의 정의

시간에 따라 변화하지 않는 취업자, 구

직자 및 비구직자의 분포  $\mu^e(a, z)$ ,  $\mu^u(a, s)$ ,  $\mu^o(a, s)$ 를 표현하기 위해 우선 고용기회를 갖는 사람들의 분포를  $\phi^m(a, z)$ 로 나타내고, 고용기회를 갖지 못한 사람들의 분포를  $\phi^n(a, s)$ 로 나타낸다. 그러면  $\phi^m(a, z)$ 와  $\phi^n(a, s)$ 가 주어졌을 때 취업자, 구직자 및 비구직자의 분포는 각각 다음과 같이 표현된다.

$$\mu^e(a, z) = I^w(a, z)\phi^m(a, z) \quad (21)$$

$$\mu^u(a, s) = I^s(a, s)\left\{\tilde{\pi}_s(s)\sum_z[1 - I^w(a, z)]\phi^m(a, z) + \phi^n(a, s)\right\} \quad (22)$$

$$\mu^o(a, s) = [1 - I^s(a, s)]\left\{\tilde{\pi}_s(s)\sum_z[1 - I^w(a, z)]\phi^m(a, z) + \phi^n(a, s)\right\} \quad (23)$$

여기서  $\tilde{\pi}_s(s)$ 는 비조건부 분포함수  $G(s)$ 의 이산화된 확률을 나타낸다. 우선

모든  $(a', z')$ 에 대해서 고용기회를 갖는 사람들의 분포  $\phi^m(a, z)$ 은 다음과 같다.

$$\phi^m(a', z') = \sum_{\Omega^w} \pi(z'|z)(1 - \lambda)\mu^e(a, z) + 1\{z' = \bar{z}\} \sum_{\Omega^u} sp\mu^u(a, s) \quad (24)$$

그리고 모든  $(a', z')$ 에 대해서 고용기회를 갖지 못한 사람들의 분포  $\phi^n(a, s)$ 은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \phi^n(a', s') &= \tilde{\pi}_s(s) \sum_{\Omega^w} \lambda \mu^e(a, z) + \sum_{\Omega^u} \pi_s(s'|s)(1 - sp)\mu^u(a, s) \\ &\quad + \sum_{\Omega^o} \pi_s(s'|s)\mu^o(a, s) \end{aligned} \quad (25)$$

여기서  $\pi_s(s'|s)$ 는  $F$ 의 이산화된 조건부 확률로서  $\Pr(S = s' | S = s)$ 와 같다. 그리고  $\Omega^w = \{(a, z) | a' = A^w(a, z)\}$ ,

$\Omega^u = \{(a, s) | a' = A^u(a, s)\}$ ,  $\Omega^o = \{(a, s) | a' = A^o(a, s)\}$ 이다.

## 가. 균 형

균형은 노동자와 기업의 가치함수, 노동자의 최적소비 및 최적저축 함수, 노동자의 노동공급 및 구직에 대한 의사결정 함수, 내쉬협상임금, 공식-실업비율 및 노동자의 분포로 구성된다. 노동자는 가치함수 식 (14)~(16)을 풀고, 기업은 가치함수 식 (17)~(18)을 풀며, 균형 내쉬협상임금은 식 (19)~(20)으로부터 도출된다. 노동자의 최적저축함수와 의사결정함수를 통해 식 (21)~(25)를 만족하는 시간불변 측도를 구할 수 있다.

## 나. 경제활동상태

앞서 언급한 바와 같이 실업은 ‘구직활동을 하였으나 일자리를 얻지 못한 상태’로 정의한다. 구직활동 결과 일자리를 얻은 사람들은 자연스럽게 취업자가 된다. 경제 전체의 취업자 수를  $E$ 로 나타낸다면 다음과 같다.

$$E = \sum_{a,z} (1-\lambda)\mu^e(a,z) + \sum_{a,s} sp\mu^u(a,s) \quad (26)$$

취업자의 수는 지난 한 달 동안 일을 해온 사람들 가운데 자발적 퇴직을 하지 않은 사람들과 구직활동 결과 일자리를 얻은 사람들의 합으로 이루어진다.

경제 전체의 실업자 수는 구직활동 결

과 일자리를 얻지 못한 사람들로서  $U$ 로 나타내며, 다음과 같이 표현한다.

$$U = \sum_{a,s} (1-sp)\mu^u(a,s) \quad (27)$$

마지막으로 비경제활동인구는  $O$ 로 표현한다.

$$O = \sum_{a,z} \lambda\mu^e(a,z) + \sum_{a,s} \mu^o(a,s) \quad (28)$$

비경제활동인구는 지난 한 달 동안 일을 했으나 자발적 이유로 퇴직을 한 사람들과 지난 한 달 동안 구직활동을 하지 않은 사람들의 합으로 나타낸다.

## 6. Mortensen-Pissarides 기본모형

본 절에서는 경제활동인구의 규모가 고정되어 있다고 가정하여 고용과 실업만 존재하는 기본적인 Mortensen and Pissarides(1994) 모형(이하 MP 모형)을 소개한다. 이는 실업급여 지급기간 변화효과가 앞서 소개된 비경제활동인구를 갖는 모형과 어떤 차이점을 보이는지 비교하기 위함이다.

기본적인 MP 모형의 노동자는 취업자와 실업자로만 구분된다. 기업의 생산성이 일정 수준 아래로 떨어질 경우 매칭을 이루어 일을 하던 노동자는 고용관계를 종료하고 실업자가 된다. 모든 실업자는

구직활동을 하고 동일한 확률로 일자리를 얻는다. 모형의 자세한 설명과 균형의 정의는 부록에 서술하였다.

### III. 캘리브레이션

실업급여 수급자격을 갖춘 구직자는 최소 3개월에서 최대 8개월까지 실업급여를 지급받을 수 있다.<sup>11)</sup> 물론 실업급여 자격기준과 수급기간은 <Table 1>과 같이 연령과 근무지, 그리고 근무기간에 따라 결정되지만, 본 연구에서는 분석을 단순화하여 6개월 이상 취업한 사람들에게 실업급여 자격이 부여된다고 가정하였다. 황덕순(2003)에 따르면, 임금대체율은 43%에서 45% 수준이므로 모형에서 실업급여 수준은 평균임금의 약 40% 수준이라고 가정하였다. 실업급여 수급기간 3개

월을 벤치마크 모형으로 설정하여 수급기간이 4개월부터 6개월까지 연장될 때의 효과를 분석한다.

모형에서 외생적으로 이탈하는 경우 이를 자발적 이탈로 간주하여 실업급여를 수급하지 못하도록 하였다. 한편, 실업급여를 지급받고 있던 구직자가 고용 기회를 얻었음에도 불구하고 이를 거절할 경우 실업급여 자격이 박탈된다고 가정하여 도덕적 해이 문제를 모형에서 배제하였다.

모형의 한 기간은 1개월과 같다. 매칭 함수의 탄력성  $\alpha$ 와 노동자의 협상력  $\gamma$ 는 매칭모형의 문헌을 따라 0.5로 두었다. 실업 및 비경제활동 상태에 있는 사람들의 가계생산을 나타내는  $h$ 는 0.1로 두었다. 이는 평균임금의 약 10% 수준에 해당한다. 외생적 이탈률  $\lambda$ 는 0.8%로 두어 정상상태에서 2/3 가량의 취업자들이 자발적 동기에 의해 이탈하도록 하였다.

<Table 1> Durations of Unemployment Insurance (UI) Benefits

		Length of the Period Insured				
		less than 1 year	less than 3 years	less than 5 years	less than 10 years	more than 10 years
Age	less than 30	90 days	90 days	120 days	150 days	180 days
	less than 50	90 days	120 days	150 days	180 days	210 days
	more than 50	90 days	150 days	180 days	210 days	240 days

Source: Korea Employment Information Service.

11) 우리나라 실업급여제도는 부록에 간략하게 소개하였다.



<Table 2> Descriptive Statistics of the Korean Labor Market<sup>1)</sup>

Employment Population	Unemployment Population	Nonparticipants Population	Unemployment Rate
63.00	2.56	34.45	3.67
Transition Rates(%)	Employment	Unemployment	Nonparticipation
Employment →	96.78	0.80	2.42
Unemployment →	26.24	62.64	11.12
Nonparticipation →	4.63	1.23	94.24

Note: 1) Seasonally unadjusted monthly average.

Source: Economically Active Population Survey 2000-2006, National Statistics Office.

den Haan, Ramey, and Watson(2000)과 Bils, Chang, and Kim(2007)과 같이 비경제 활동인구를 포함하지 않는 고용·실업 매칭모형에서는 자발적 동기에 의한 이탈과 비자발적 동기에 의한 이탈이 각각 전체 이탈률의 1/2이 되도록  $\lambda$ 를 설정한다. 그러나 비경제활동인구가 포함될 경우 고용으로부터 비경제활동인구(고용→비경활)로의 이탈 또한 고려해야 한다. 그런데 ‘고용→비경활’의 상당 부분은 자발적 이탈이라고 해석할 수 있다. <Table 2>에 따르면, ‘고용→비경활’ 전이확률(transition probability)은 2.4%로 ‘고용→실업’ 전이확률 0.8%보다 3배 가량 크다. 만일 모든 ‘고용→비경활’을 자발적 이탈로 해석하고 모든 ‘고용→실업’을 비자발적 이탈로 해석한다면 전체 이탈 가운데 자발적 이탈이 차지하는 비중은 3/4이 된다. 따라서 본 연구에서는 1/2과 3/4의 중간값인

2/3을 전체 이탈 가운데 자발적 이탈이 차지하는 비중이라고 가정하였다.

한국고용정보원 워크넷 자료에 따르면, 2000년부터 2006년 사이의 월평균 구인확률은 약 0.5였다. 모형의 평균 구인확률  $q$ 를 0.5, 구직확률  $p$ 를 0.9로 가정하면 공식·실업비율  $\theta$ 는 1.8이 되고 매칭함수 파라미터  $\omega$ 는 0.6708이 된다. 월평균 실질이자율은 연평균 이자율이 6%가 되도록 설정하였으며, 기업의 이질적 생산성  $z$ 의 지속성 파라미터  $\rho$ 는 0.97, 충격의 표준편차  $\sigma$ 는 0.01로 두었다.

고용률과 실업률이 각각 63%와 4%에 근접하도록 효용함수 파라미터  $B^s$ 와  $B^o$ 를 각각 0.483과 1.0408로 설정하였으며, 모형이 <Table 2>와 같은 전이확률을 만들어낼 수 있도록  $\bar{x}$ ,  $\sigma_\eta$  그리고  $\rho_x$ 를 각각 선택하였다. 노동자의 할인율  $\beta$ 는 0.994385로 맞추어 경제활동에 참여하고

〈Table 3〉 Model Parameters

Parameters	Description	Information Quality Model	MP Model
$\alpha$	elasticity of matching function	0.5	0.5
$\gamma$	worker's bargaining power	0.5	0.5
$h$	home production	0.1	0.1
$\lambda$	exogenous separation rate	0.8%	0.8%
$\theta$	vacancy-unemployment ratio	1.8	1.8
$\omega$	matching function parameter	0.6708	0.6708
$\beta$	discount factor	0.994385	0.9950556
$r$	monthly interest rate	0.4868%	0.4868%
$\rho$	persistence parameter of productivity shock	0.97	0.97
$\sigma$	standard deviation of shock	0.01	0.01
$b$	unemployment insurance benefits	0.4	0.4
$B^s$	leisure value from searching	0.483	0.226
$B^o$	leisure value from nonparticipation	1.0408	-
$s$	search intensity	-	0.33
$\bar{x}$	mean of signal-quality-generating random variable	0	-
$\rho_x$	persistence parameter of signal-quality-generating random variable	0.98	-
$\sigma_\eta$	standard deviation of shock to the signal-quality-generating random variable	0.3	-

있는 경제주체의 평균 자산보유규모가 36 정도가 되도록 하였다.<sup>12)</sup> 이상의 모수들은 <Table 3>에 요약되어 있다.<sup>13)</sup>

12) 모형의 평균임금이 약 1이므로 평균 자산보유규모 36은 월평균 근로소득 대비 자산규모로 해석할 수 있다.

13) MP 모형의 경우, 2000년부터 2007년 사이의 평균 실업률이 3.67%이므로 효용함수의 파라미터  $B^s$ 를 0.226으로 선택하여 모형의 실업률이 4%가 되도록 하였다. 구직의 강도  $s$ 를 0.33으로 두었는데, 이는 <Table 2>에 나타나 있는 2000년부터 2006년까지의 『경제활동인구조사』의 월평균 구직확률 29.5%, 즉 26.2/(26.2+62.6)를 맞추기 위함이다. 노동자의 할인율  $\beta$ 는 0.9950556으로 맞추어 모형의 평균 자산보유규모가 36 정도가 되도록 하였다.

## IV. 시뮬레이션

본 장에서는 앞서 소개한 모형들의 정량분석 결과를 차례로 보고한다. 먼저 비경제활동인구를 포함하지 않는 MP (Mortensen-Pissarides) 모형에서 실업급여 지급기간이 연장될 때의 효과를 살펴보고, 이어서 고용정보모형에서의 효과를 소개한다.

### 1. Mortensen-Pissarides (MP) 기본모형

실업급여 지급기간의 연장효과를 살펴보기 위해 실업급여 지급기간 3개월을 기준으로 모의실험을 수행하였다. 실업급여를 지급받기 위해서 근로자들은 6개월간 고용관계를 유지해야 한다.

MP 모형의 경우 실업급여를 지급받는 실업자들의 비율은 23.4%이다. 이유는 다음과 같다. 외생적(또는 자발적) 이탈률  $\lambda$ 가 0.8%이므로 이는 고용으로부터 실업으로 빠져나갈 전체 확률 1.25%의 2/3 수준이다. 외생적 이탈의 경우 실업급여 수급자격을 획득하지 못하므로 고용에서 실업으로 빠져나간 사람들 가운데

대 약 1/3 정도의 비자발적 이탈자들만 실업급여 수급자격을 얻을 수 있다. 그러나 모든 비자발적 이탈자들이 6개월 이상 근속한 것이 아니기 때문에 실제 실업급여 수급자의 비율은 1/3보다 낮은 수준을 보인다.

<Table 4>는 실업급여 지급기간의 연장에 따른 주요 변수들의 변화를 보여준다. 실업급여 지급기간이 연장되면 실업률은 상승하고 실업자들의 실업체류기간이 늘어나는 것이 일반적 현상이다. 실업급여 지급기간이 3개월에서 4개월로 1개월 연장될 때 실업률은 0.26% 상승하는데, 이는 이탈률(고용→실업)이 1.25%에서 1.33%로 0.08% 상승한 데 기인한다.

<Table 4>에 따르면, 실업급여 지급기간이 연장될 때 고용으로부터 실업으로의 이탈은 증가하고 실업률은 상승한다. 실업급여 지급기간을 3개월에서 6개월로 늘리더라도 공식-실업비율(Vacancy-Unemployment Ratio)에 영향을 주지 않기 때문에 MP 모형은 0.32%의 실업률 상승만을 예측한다. 그뿐 아니라 노동자들의 평균임금, 경제주체의 평균 자산보유규모에도 큰 영향을 주지 않는다.

실업급여 지급기간의 1개월 연장이 실업률 및 이탈률에 큰 영향을 주지 않지만 실업급여 수급비율에는 상당한 영향을 주는 것으로 나타난다.<sup>14)</sup> 실업급여 지급

14) 수급비율은 전체 실업자들 가운데 실업급여를 지급받는 사람들의 비율을 나타낸다.

〈Table 4〉 MP Model: Extending the Maximum Duration of UI Benefits

Maximum Duration	3 months	4 months	5 months	6 months
Employment/Labor Force (%)	96.02	95.76	95.73	95.70
Unemployment Rate (%)	3.98	4.24	4.27	4.30
E→U (%)	1.25	1.33	1.34	1.35
U→E (%)	30.00	29.99	30.00	30.00
Fraction of UI Recipients (%)	23.42	30.18	33.48	35.81
Average Wage	1.02	1.02	1.02	1.02
Average Asset Holdings	36.16	37.02	37.28	37.36
Vacancy-Unemployment Ratio	1.80	1.80	1.80	1.80

기간이 3개월일 때의 수급비율은 23.4% 였으나 1개월 연장된 4개월일 때의 수급 비율은 30.2%로 6% 이상 상승한다.

이러한 현상을 이해하기 위해 두 종류의 노동자를 생각해 본다. 한 부류의 노동자는 6개월 이상 고용관계를 유지해 왔기 때문에 비자발적 이탈이 발생하면 실업급여를 수급할 자격이 발생하고 다른 한 부류의 노동자는 현재 근속기간이 6개월이 되지 못했기 때문에 비자발적 이탈이 발생하면 실업급여를 수급하지 못한다.

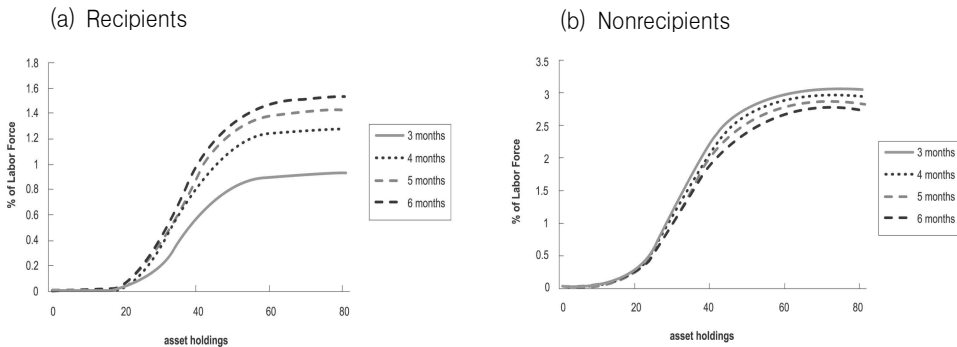
실업급여 수급자격을 갖춘 노동자의 경우 실업급여 지급기간이 연장되면 외부대안인 실업상태에서의 가치가 높아져 이전에 고용관계가 유지되었을 생산성 수준에서 더 이상 고용관계가 유지되지 못하기 때문에 고용에서 실업으로의 이

탈이 증가한다.

실업급여 수급자격을 갖추지 못한 노동자의 경우 실업급여 지급기간의 연장은 이들의 외부대안인 실업상태에서의 가치에 영향을 주지 못한다. 그러나 고용관계를 지속적으로 유지하여 실업급여 수급자격을 얻게 될 때의 가치가 높아지기 때문에 고용을 지속하려고 하는 유인이 발생한다. 따라서 이전에 고용관계를 지속하지 않았을 생산성 수준에서도 고용관계를 유지한다.

첫 번째 부류의 노동자들에 의해 주도되는 이탈이 실업률의 증가와 함께 실업급여 수급비율의 증가를 설명하지만 이것이 전부는 아니다. 실업급여 수급자격을 갖추지 못한 두 번째 부류의 노동자들의 이탈이 감소하여 실업급여 비수급자의 비율이 줄어들면 그 반대 효과로 실업

[Figure 1] Cumulative Distribution



급여 수급비율이 상승하게 된다. 따라서 실업급여 지급기간이 6개월로 연장된다면 실업급여 수급비율은 35.8%로 상승한다. 실업급여 연장에 따른 실업급여 수혜자와 비수혜자의 분포는 [Figure 1]을 통해 확인할 수 있다.

## 2. 고용정보모형(Information Quality Model)

고용정보모형은 개개인들의 서로 다른 의중구직확률과 실제 구직확률을 설명하는 모형이다. 고용기회를 얻지 못한 사람들은 노동시장으로부터 정보를 획득하는데, 그러한 정보를 고려한 구직확률이 자신의 의중구직확률보다 큰 사람들은 구직활동을 시작하고, 그렇지 않은 사람은 구직활동을 포기한다. 자산을 적게 보유한 사람들의 의중구직확률은 낮고, 자산을 많이 보유한 사람들의 의중구직확률

은 높다. 따라서 자산을 적게 보유한 사람들은 노동시장으로부터 상대적으로 정확하지 못한 정보를 획득할지라도 구직활동을 선택할 가능성이 높고 그로 인해 일자리를 얻지 못할 가능성도 높다. 한편, 자산을 많이 보유한 사람들은 노동시장으로부터 상대적으로 정확한 정보를 획득할 때 구직활동을 선택하게 되고 그로 인해 일자리를 얻을 가능성은 높아진다. 실업을 ‘구직활동을 했으나 일자리를 얻지 못한 사람들’로 정의한다면 실업자들이 구직활동을 했을 때 일자리를 얻을 확률은 비경제활동에 있던 사람들이 구직활동을 했을 때 일자리를 얻을 확률보다 작아질 수 있다.

Kim(2008)과 Pries and Rogerson(2009)은 실업을 적극적인 구직활동으로 정의하고, 비경제활동을 소극적 구직활동으로 정의한다.<sup>15)</sup> 경제주체들이 위험 중립적이고 생산성 혹은 여가의 가치가 매

순간 변한다는 것이 이들 모형의 가정이다. 만일 이들 모형의 노동자들이 위험 기피적이라면 실업과 비경제활동을 결정 짓는 요인은 과연 무엇일까? 그것은 바로 자산보유규모이다. 고용기회를 얻지 못한 사람들 가운데 자산을 많이 보유하고 있는 사람들은 소극적 구직활동(비경제활동)을 선택하고 자산을 적게 보유하고 있는 사람들은 적극적 구직활동(실업)을 선택하게 된다. 따라서 실업과 비경제활동을 구분하는 자산보유규모의 임계값이 존재함을 직관적으로 알 수 있다.

이제 실업급여나 여타 비임금소득이 존재하지 않는 경우 Kim(2008)과 Pries and Rogerson(2009) 모형의 문제점을 지적하고자 한다. 비경제활동상태에 머무르는 사람들은 자신이 보유한 자산을 소비해야 하기 때문에 보유한 자산이 서서히 소진된다. 비경제활동상태에 장기간 머무를 경우 보유한 자산규모가 임계값 수준 이하로 떨어지게 되어 비경제활동상태로부터 실업으로 이동하게 된다. 그러나 실업상태에 있던 사람들은 비경제활동으로 이동하지 않는다. 실업급여나 여타 비임금소득이 존재하지 않는 경우 실업자들이 자산을 축적할 수 있는 별다

른 수단이 없기 때문이다.

본 논문에서 소개하는 고용정보모형의 특징은 실업급여나 여타 비임금소득이 모형에 도입되지 않더라도 실업에서 비경제활동으로의 이동이 설명된다는 것이다. 실업급여가 없는 경우 실업으로부터 비경제활동으로의 이탈 및 비경제활동으로부터 실업으로의 유입은 [Figure 2]로부터 확인할 수 있는데, 이는 실업자와 비경제활동인구 분포가 서로 중첩되기 때문에 가능하다.

모형의 정의에 따라 실업자들은 구직활동 결과 일자리를 찾지 못한 사람들이다. [Figure 2]의 패널 (a)에서 볼 수 있듯이 자산을 많이 보유한 미취업자들 상당수가 비경제활동을 선택하고 자산을 적게 보유한 사람들이 구직활동을 선택한다. 실업자들의 분포가 비경제활동인구의 분포와 중첩되었다는 점은 실업과 비경제활동 사이에 이동이 발생한다는 것을 의미한다.

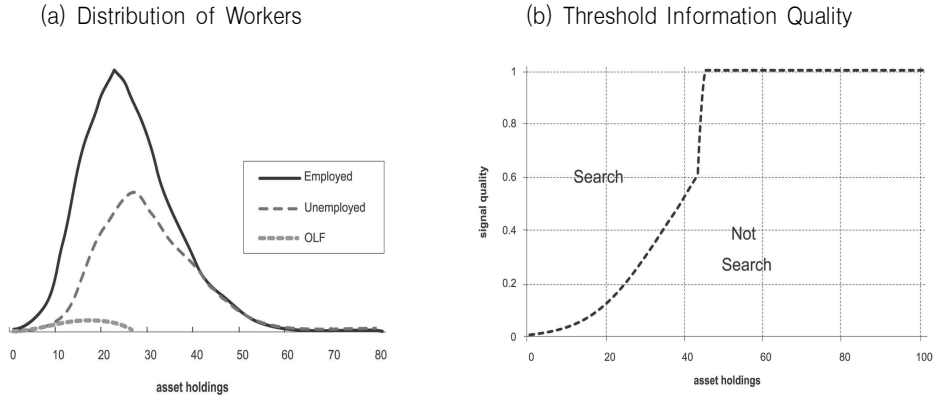
[Figure 2]의 패널 (b)는 자산보유규모에 따른 의중구직확률로서 구직활동의 선택이 어떻게 발생하는가를 보여준다.<sup>15)</sup>

[Figure 2]의 패널 (b)에서 볼 수 있듯이 20 정도의 자산을 보유한 사람의 의중

15) 적극적 구직과 소극적 구직의 경우 각각 구직의 강도(intensity)는 일정하다. 비경제활동을 소극적 구직활동으로 정의함으로써 구직의 가능성을 도입한 까닭은 비경제활동으로부터 고용으로의 직접적인 이동을 설명하기 위함이다.

16) 정확히 표현하면 의중정보 정확성(reservation threshold information quality)이라고 할 수 있다. 그러나 이러한 용어가 익숙하지 않고 모형에서 의중구직확률과 큰 차이를 보이지 않기 때문에 의중구직확률로 표현하였다.

[Figure 2] Distribution and Threshold



Note: In the case with no unemployment insurance benefits, parameters are reset as follows.  $B^*$  is set to .692,  $B^o$  to 1.0509 and  $\beta$  to .99459 such that the employment-to-population ratio, the unemployment rate and the average asset holdings are 63%, 4%, and 36, respectively.

구직확률은 대략 0.1 정도이고, 40 정도의 자산을 보유한 사람의 의중구직확률은 0.5 정도가 된다. 이를 달리 표현하면, 자산을 20(40) 정도 보유한 미취업자의 경우 노동시장에서 0.1(0.5)보다 높은 확률로 일자리를 얻을 수 있다면 구직활동을 선택한다는 것이다. 한편, 50 이상의 자산을 보유한 사람은 의중구직확률이 1보다 크기 때문에 구직활동을 선택할 유인이 없다.

따라서 모형은 다음과 같은 두 가지 중요한 시사점을 제공한다. 자산을 많이 보유한 사람은 구직활동을 선택할 가능성(likelihood)이 낮은 반면 자산을 적게 보유한 사람은 구직활동을 선택할 가능성이 높다. 그러나 자산을 많이 보유한 사람들의 의중구직확률이 높기 때문에

구직활동을 선택한 경우 자산을 많이 보유한 사람들의 평균 구직확률이 자산을 적게 보유한 사람들의 평균 구직확률보다 높다.

이제 모형에 실업급여를 도입해 보자. 실업급여 지급기간 3개월을 기준(benchmark)으로 하여 지급기간을 6개월까지 연장한다. 실업급여 지급기간이 3개월에서 6개월로 연장되어 새로운 정상상태로 진입하면 일부는 비경제활동인구로 경제활동상태를 바꾼다는 점이 특징이다. 이것은 모든 취업자가 실업자가 되는 MP 모형과는 명확히 구분된다. 노동자들이 비경제활동을 또 다른 경제활동상태의 하나로 선택할 수 있다면 노동공급 의사결정이 자산보유규모와 그로 인한 의중임금에 의존하게 된다.

〈Table 5〉 Extending the Maximum Duration of UI Benefits

Maximum Duration	3 months	4 months	5 months	6 months
Employment/Population (%)	63.00	62.73	62.54	62.41
Unemployment/Population (%)	2.62	2.77	2.87	2.96
Nonparticipation rate (%)	34.38	34.50	34.59	34.63
Unemployment rate (%)	3.99	4.23	4.39	4.53
E → U (%)	0.69	0.72	0.74	0.76
E → N (%)	0.21	0.22	0.24	0.24
U → E (%)	24.84	25.11	25.14	25.13
U → N (%)	13.38	11.23	9.76	8.82
N → E (%)	1.19	1.13	1.10	1.08
N → U (%)	1.66	1.61	1.56	1.53
Fraction of UI Recipients (%)	26.76	33.67	38.44	42.41
Average Wage	1.04	1.04	1.04	1.04
Labor Force Average Asset (Population Average Asset)	36.04 (38.85)	36.57 (39.46)	36.97 (39.93)	37.24 (40.24)
Vacancy-Unemployment Ratio	1.80	1.76	1.74	1.73

Note: E, U and N denote employment, unemployment and nonparticipation, respectively.

실업급여 지급기간 연장이 전체 노동 시장에 미치는 효과를 모의실험한 결과는 <Table 5>와 같다. 실업급여 지급기간이 연장되면 고용률은 63%(3개월)에서 62.4%(6개월)로 0.6% 하락하고, 인구 대비 실업자 비율은 2.62%(3개월)에서 2.96%(6개월)로 0.34% 상승하여 실업률은 0.53%(3.99%→4.52%) 상승한다. 실업급여 지급기간 연장의 효과는 경제활동참가율의 하락과 실업의 증가로 요약될 수 있는데, 그 효과가 비경제활동인구를 고려하지

않은 MP 모형보다는 상당히 크게 나타난다.

경제활동참가율이 하락하는 것은 경제 전체의 자산보유규모가 증가하기 때문이다. 자산을 많이 보유한 사람일수록 노동으로 인한 효용의 감소를 싫어하기 때문에 노동시장을 떠나 비경제활동에 남으려 한다. 한편, 실업급여 지급기간이 늘어날수록 실업이 증가하는 이유는 실업으로 유입되는 인구가 증가하지만 그에 반해 실업으로부터 빠져나오는 인구는



감소하기 때문이다. 이하에서는 모형의 어떠한 특성들이 이와 같은 결과를 유도했는지 구체적으로 살펴본다.

## 가. 의중구직확률

의중구직확률은 구직활동을 하는 것과 하지 않는 것을 무차별하게 만드는 구직확률이라고 정의했다. 우선 실업급여 자격을 얻은 사람들과 그렇지 않은 사람들의 의중구직확률을 비교한다.

실업급여를 수급하는 사람의 경우 구직활동을 포기하면 실업급여 수급자격을 잃기 때문에 구직에 따른 비효용( $B^*$ )에도 불구하고 구직상태에 남으려고 하는 유인이 있다. 따라서 이러한 유인은 실업급여 수급자들의 의중구직확률을 현저히 낮추는 효과를 만들어낸다. 다시 말하면 정보 정확성의 임계값을 낮춰서 동일한  $s$ 를 관찰하더라도 전에는 구직활동을 선택하지 않았지만 실업급여 수급자격을 얻게 되면 구직활동을 선택하게 된다.<sup>17)</sup>

[Figure 3]은 실업급여를 수급하는 사람들과 그렇지 않은 사람들의 의중구직확률(정보 정확성의 임계값)을 보여준다. 자산보유규모가 20이고 실업급여를 수급하지 못하는 실업자를 생각해 보자. 실업급여의 최대 지급기간에 관계없이 이 사람은 대략 0.2의 의중구직확률을 갖는다.

따라서 0.2보다 정확한 정보를 관찰했을 때에만 구직활동을 선택하려 한다. 그런데 만일 실업급여를 수급할 수 있게 되었다면 어떻게 될까? 그때의 의중구직확률은 0이 되고 따라서 어떠한 정보가 관찰되더라도 구직활동을 선택한다. 동일한 이유로 보유자산의 규모가 40~60인 사람의 경우 실업급여를 지급받지 못할 때는 구직활동을 포기하고 비경제활동인구가 되지만 실업급여를 지급받을 경우 구직활동을 선택한다.

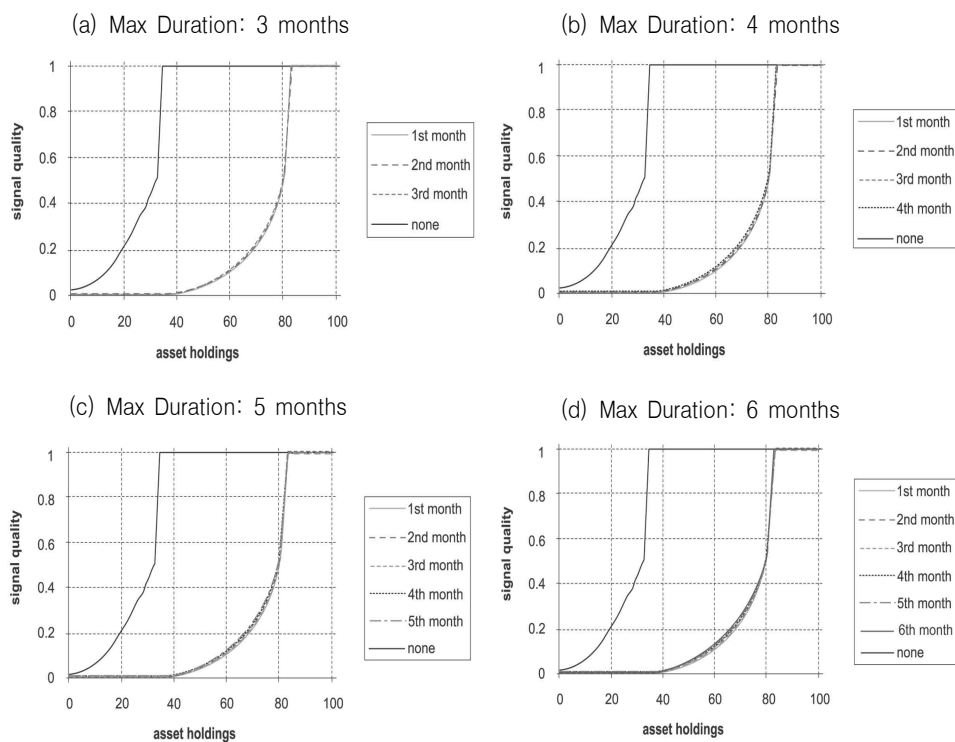
이어서 실업급여 수급자들과 비수급자들의 구직확률 및 노동시장에서의 전이확률(transition rates)을 분석하고자 한다. 그런데 실제 구직확률이나 전이확률은 의중구직확률을 중심으로 형성된 분포에 좌우되기 때문에 다음에서는 실업급여 수급자들과 비수급자들의 분포를 먼저 살펴본 후 의미 있는 논의를 이어가고자 한다.

## 나. 실업급여 수급자와 비수급자의 분포

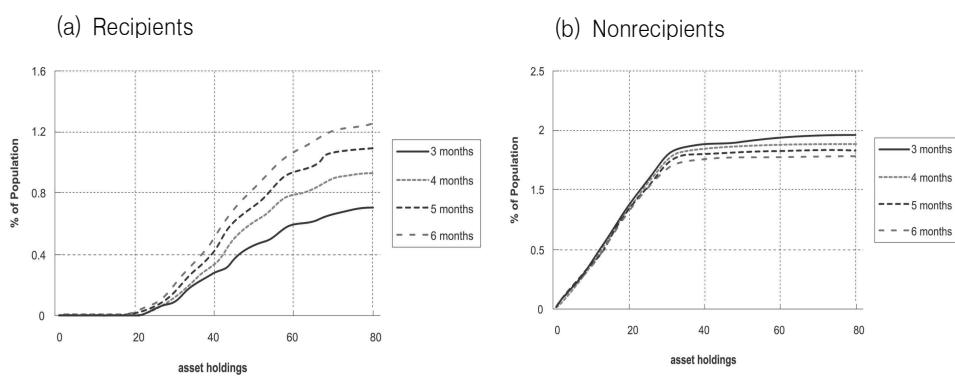
[Figure 4]는 각각 실업급여 지급기간이 연장됨에 따라 실업급여를 지급받는 사람들과 지급받지 못하는 사람들의 누적분포를 보여준다. 실업급여 지급기간이 3개월에서 6개월로 연장되면 지급받는 사람은 전체 노동자 가운데 0.70%에서

17) 모형에서 실업급여 수급자들의 도덕적 해이(moral hazard) 문제, 곧 적극적으로 구직활동을 하지 않으면서 실업급여를 지급받는 경우는 완전히 차단했다.

[Figure 3] Maximum Duration of UI Benefits and Threshold Information Quality



[Figure 4] Cumulative Distributions



1.26%로 0.56% 증가한다. 즉, 전체 실업자 1,000명 가운데 268명(3개월)에서 424명(6개월)으로 156명 증가한다.

[Figure 4]에서 주목할 점은 수급자들의 자산분포가 비수급자들의 자산분포보다 오른쪽으로 치우쳤다는 사실이다. 같은 실업자들이지만 실업급여를 수급하는 사람들의 평균 자산보유규모는 그렇지 않은 사람들보다 높다. 이것은 실업급여 수급자격을 얻기 위해서 일정 기간 고용관계를 유지해야 하는 제약 때문이다.

생산성에 따라 고용관계의 지속 여부가 결정되는 모형에서 그러한 유인은 생산성의 임금값을 떨어뜨리는 작용을 한다. 실업급여 지급기간이 연장되면 이전에 고용관계를 지속하지 않았을 생산성 수준에서 고용관계를 지속하려고 하기 때문이다. 이렇듯 근속기간이 늘어나게 되면 취업자들의 예비적 동기(precautionary motive)에 의한 저축이 늘어나게 되고 저축에 따른 자산보유규모의 증가는 노동의 한계비용을 증가시켜 노동시장에서 이탈할 유인을 제공한다. 따라서 실업급여 지급기간의 연장은 경제활동참가율을 떨어뜨리는 효과가 있다.

## 다. 실업으로부터 벗어날 확률

실업급여를 수급하고 있는 사람들과 그렇지 않은 사람들의 실업으로부터의 이탈확률은 매우 상이하게 나타난다. 그

뿐 아니라 실업급여를 몇 개월 동안 수급해 왔는가에 따라 다르게 나타난다. 실업급여를 수급하고 있는 사람과 그렇지 않은 사람 사이의 이탈확률 차이는 앞서 언급했듯이 주로 자산보유규모의 차이에 기인하지만 동일한 수급자들 사이의 이탈확률의 차이는 주로 정보 정확성의 차이에 기인한다.

우선 수급자와 비수급자가 실업으로부터 벗어날 확률을 살펴본다. <Table 6>은 실업급여 지급기간이 최대 3개월에서 최대 6개월로 연장될 때 실업급여 수급자들과 비수급자들의 실업으로부터의 이탈확률을 보여준다.

<Table 6>은 다음 세 가지 특징을 보여준다. 첫째, 실업급여 수급자들의 구직확률( $U \rightarrow E$ )이 비수급자들의 구직확률보다 높다. 둘째, 실업상태에 잔류할 확률( $U \rightarrow U$ )이 수급자들의 경우 더 높다. 셋째, 실업상태에서 비경제활동으로 빠져나갈 확률( $U \rightarrow N$ )은 수급자들보다는 비수급자들이 훨씬 높다.

수급자들의 경우 실업급여를 포기하고 비경제활동을 선택할 유인이 거의 없기 때문에 세 번째 특징은 직관적으로 분명하다. 그리고 이러한 특징 때문에 수급자들의 실업상태 잔류확률도 상대적으로 높아져 두 번째 특징도 직관과 부합한다. 그렇다면 왜 실업급여 수급자들의 구직확률이 비수급자들의 구직확률보다 더 높을까? 이에 대한 설명은 [Figure 5]를

〈Table 6〉 Max Duration of UI Benefits and the Exit Rates from Unemployment

		3 months	4 months	5 months	6 months
U → E	Recipients	29.90	27.64	25.85	24.31
	Nonrecipients	23.87	23.71	23.64	23.77
U → U	Recipients	68.91	71.18	73.00	74.59
	Nonrecipients	66.82	67.01	67.10	66.81
U → N	Recipients	1.19	1.18	1.15	1.10
	Nonrecipients	9.31	9.28	9.26	9.41

통해 확인할 수 있다.

[Figure 5]는 구직활동을 선택한 실업자<sup>18)</sup>들의 평균 정보 정확성을 실업급여 수급 여부와 자산보유규모에 따라 표현한 것이다. 각 사람들이 입수하는 정보 정확성의 평균값은 자산보유규모가 늘어날수록 증가한다. 또한 수급자들의 경우 수급기간이 늘어날수록 정보 정확성의 평균값이 하락한다.

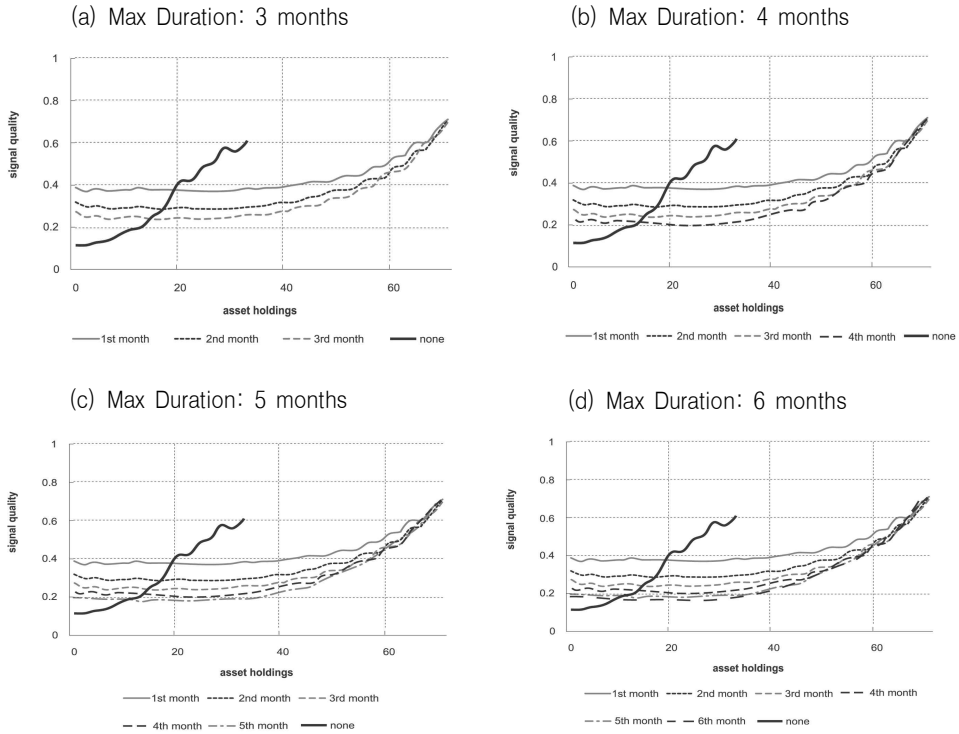
[Figure 4]의 수급자 및 비수급자의 분포와 [Figure 5]를 함께 살펴보자. [Figure 4]에서 수급자(패널 a)는 자산보유규모 20에서 80 사이에 폭넓게 분포하고 있지만 비수급자(패널 b)는 자산보유규모 0에서 30 사이에 분포하고 있다. 한편, [Figure 5]의 정보 정확성 평균값은 패널 (a) 수급자의 경우 최소 0.2, 최대 0.7을 갖는 반면 비수급자는 최소 0.1, 최대 0.6을 갖는

다. 이는 실업급여를 수급하지 못하는 사람들의 정보 정확성 임계값(threshold information quality)이 상대적으로 낮기 때문에 덜 정확한 정보를 입수하더라도 구직활동을 선택한다는 사실을 보여주는 것이다. 따라서 [Figure 4]의 분포와 [Figure 5]의 정보 정확성의 평균값을 적용하면 수급자들의 구직확률이 상대적으로 높은 이유를 이해할 수 있다.

다음과 같은 직관적인 설명도 가능하다. 상대적으로 높은 의중구직확률을 갖고 있음에도 불구하고 낮은 실직으로 인해 충분한 자산을 보유할 기회를 얻지 못한 사람들이 바로 비수급자들이다. 따라서 이들은 큰 도움이 되지 않는 구직정보에도 구직활동을 선택하게 되고 이것은 사후적으로 구직확률을 떨어뜨리게 된다. 반대로 수급자들은 실업급여 수급

18) ‘구직활동을 선택한 실업자’는 지난 기간에 구직활동을 했으나 일자리를 얻지 못해서 실업자로 구분되었고 이번 기간에 구직활동을 선택한 사람들을 가리킨다. 따라서 실업자 가운데 이번 기 구직활동을 포기한 사람은 정보 정확성의 평균값을 구할 때 포함하지 않았다.

[Figure 5] Maximum Duration of UI Benefits and Average Information Quality



요건을 갖추기 위해 일정 기간 고용관계를 유지했기 때문에 상대적으로 많은 자산을 보유하고 있다. 자산을 많이 보유할수록 보다 정확한 정보를 관찰했을 때 구직활동을 시작하기 때문에 이들의 사후적 구직확률은 비수급자들보다 높아지는 것이다.

[Figure 5]의 또 다른 특징은 실업급여 지급기간이 주어졌을 때 실업급여를 장기간 수급하는 사람들의 정보 정확성 평균값이 떨어진다는 것이다. 이러한 현상 때문에 실업급여 지급기간이 늘어날수록 전

체 수급자들의 정보 정확성 평균값이 하락하게 되고, 결과적으로 전체(평균) 구직확률( $U \rightarrow E$ )이 하락한다. <Table 6>에서 확인할 수 있듯이 수급자의 경우 구직확률은 29.9%(3개월)에서 24.3%(6개월)로 하락하고, 실업상태에 잔류할 확률은 68.9%(3개월)에서 74.6%(6개월)로 상승한다.

개개인이 관찰하는 구직 관련 정보는 그 지속성이 매우 높다고 가정하였다. 그래서 정확한 정보를 관찰한 사람은 지속적으로 정확한 정보를 관찰하게 되고, 그렇지 못한 사람은 지속적으로 부정확한

정보를 관찰하게 된다. 첫 번째 실업급여 수급기간에 구직활동에 성공한 사람들의 평균 정보 정확성은 상대적으로 높은 반면 실패한 사람들의 평균 정보 정확성은 상대적으로 낮다. 두 번째 실업급여 수급기간에는 상대적으로 정확한 정보를 관찰하여 일자리를 얻은 사람들이 실업자 풀(pool)에서 빠져나가기 때문에 남은 수급자들의 평균 정보 정확성은 이전보다 낮아질 수밖에 없다.

[Figure 5]는 이러한 현상을 분명히 보여준다. [Figure 5]에서 실업급여 수급기간이 3개월에서 6개월로 연장될 때 장기간 실업급여를 수급하며 실업상태에 남아 있는 사람들의 평균 정보 정확성이 지속적으로 감소한다. 따라서 <Table 6>과 같이 수급기간이 6개월로 연장되면 수급자들의 평균 구직확률(24.3%)과 비수급자들의 평균 구직확률(23.8%)의 차이는 현저히 줄어든다.

이와 같은 원리가 고용으로부터 실업으로 이동할 확률( $E \rightarrow U$ )에도 적용된다. 고용에서 실업으로의 이동은 고용기회가 있었지만 기업의 생산성이 악화되어 고용관계를 지속할 수 없었던 사람들이 새로운 일자리를 찾아 구직활동을 했음에도 불구하고 일자리를 찾지 못한 경우다. 그런데 기업의 생산성이 악화되어 고용관계를 종료하는 사람들은 주로 실업급여 자격을 획득한 사람들이다. 실업급여 수급자들의 경우 실업급여 지급기간이

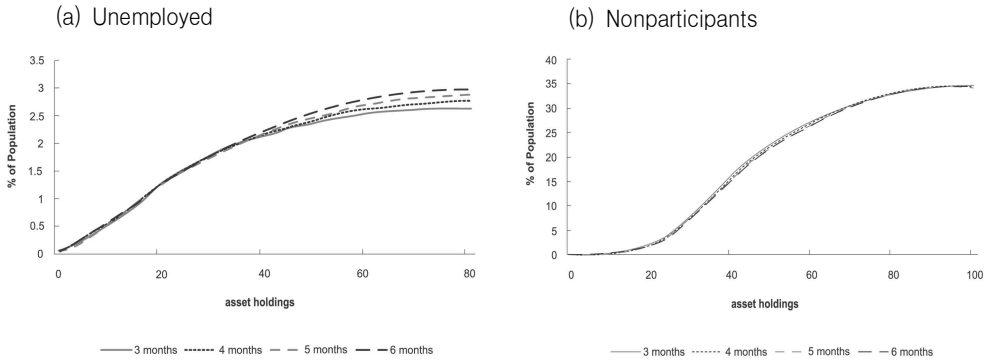
연장되면 평균 구직확률이 하락함을 보였는데, 이는 다시 말하면 구직에 실패할 확률이 높아진다는 것이다.

사업장의 경영난으로 인해 고용관계가 종료되어 구직활동을 시작하는 사람들의 상당수가 실업급여 수급자격을 갖춘 취업자들인데, 실업급여 지급기간이 연장되면 이들의 평균 구직확률이 떨어져 새로운 일자리를 찾는 것이 용이하지 않게 된다. 따라서 고용에서 실업으로 이동할 확률이 높아진다. 결과적으로 실업급여 지급기간의 연장은 수급자들을 중심으로 실업상태에 잔류할 확률을 높이고 해고를 겪은 수급자들의 재취업 가능성을 떨어뜨리기 때문에 경제 전체의 실업률을 높이게 되는 것이다.

## 라. 경제 전체의 평균 자산보유규모

<Table 5>는 실업급여 지급기간이 늘어날수록 평균 자산보유규모가 증가한다는 사실 또한 보여준다. 실업급여 지급기간이 3개월일 때 경제활동인구의 평균 자산보유규모는 36.0이고, 지급기간이 6개월일 때 평균 자산보유규모는 37.2가 된다. 자산보유규모의 변화 정도는 MP 기본모형과 큰 차이를 보이지 않는다. 하지만 비경제활동상태에 있는 노동자를 포함할 경우 평균 자산보유규모는 3개월 38.9에서 6개월 40.2로 보다 확대됨을 알 수 있다. 자산을 많이 보유한 사람들이 노동

[Figure 6] Distributions of Unemployed and Nonparticipants



시장에서 이탈할 가능성이 높기 때문에 비경제활동을 고려하지 않을 경우 우리가 관찰하는 자산분포는 오른쪽 부분이 단절된 형태가 될 수 있음을 시사한다.

[Figure 6]은 각각 실업급여 지급기간이 연장될 때 실업과 비경제활동인구의 분포가 오른쪽으로 치우친다는 것을 보여주는데, 그 효과는 실업자들의 분포에서 더욱 분명히 나타난다.

## V. 결론 및 정책적 함의

지금까지 서로 다른 모형에서 실업급여 지급기간의 연장이 노동시장에 어떤 차이를 가져오는지 살펴보았다. 본 연구에서 다른 모형은 취업자와 실업자로만 구성되어 있는 모형(Mortensen-Pissarides 기본모형)과 비경제활동을 포함한 모형

(고용정보모형)이다. 고용정보모형에서 실업은 ‘구직활동을 하였으나 일자리를 얻지 못한 상태’로, 비경제활동은 ‘비구직활동’으로 정의했는데, 이는 매칭이 이루어진 후 매칭의 결과에 따라 실업과 비경제활동을 구분하는 것이 실제 데이터의 구분과 일치하기 때문이다.

개별 노동자들이 위험 기피적이며 차입제약에 직면했을 경우 정부정책이 노동시장의 유연성을 높이는 방향으로 추진될 때 경제 전체의 후생수준을 떨어뜨릴 가능성이 있다. 즉, 자본시장이 불완전해서 노동자들이 자본시장에서 돈을 빌리고 빌려주는 것이 자유롭지 못할 때 실직에 따른 소득의 감소는 상당한 효용의 감소로 이어질 수 있기 때문이다. 따라서 노동시장의 유연성을 높이는 정책은 실업급여제도와 같은 고용보호제도의 보완을 필요로 한다. 실업급여 지급기간 연장에 초점을 맞춘 본 연구의 정책적 시

사점은 다음과 같다.

국내 노동시장에서 경제활동인구의 유출입규모가 상대적으로 크지 않아서 비경제활동인구를 고려하지 않아도 된다면 MP 모형의 결과와 같이 실업급여 지급기간의 연장은 실업률 상승에 미미한 영향을 미칠 것으로 보인다. 반면, 국내 노동시장에서 경제활동인구 유출입이 매우 크고 빈번해서 비경제활동인구를 반드시 고려해야 한다면 고용정보모형의 결과가 적용될 수 있다. 따라서 실업급여 지급기간이 늘어나면 경제활동인구가 감소하고 실업률은 상승한다.

끝으로 모형이 함의하는 실업급여 지급기간 변화의 효과를 현실에 그대로 적용하기에는 다음과 같은 한계가 있음을 밝혀둔다. 첫째, 노동시장에서 활동하는 경제주체들의 교육수준, 생산성, 그리고

여가에 대한 가치 등의 차이를 모두 반영하지는 않았다. 둘째, 모든 노동자는 차입이 불가능하다고 가정했다. 셋째, 비정규직 근로자들을 고려하지 않았다. 추후 연구는 이러한 가정의 완화를 통해 보다 현실적인 노동시장의 변화를 설명하는 방향으로 전개될 것이다.

무엇보다 실업급여 지급기간의 변화가 노동시장의 수급에 미치는 효과는 실증적인 측면에서 고려되어야 할 문제다. 따라서 제도 변화에 따른 경제주체의 반응을 분석할 수 있는 자료가 있다면 실증분석이 우선적으로 수행되어야 할 것이다. 이러한 실증분석을 바탕으로 보다 현실적인 모형을 수립할 수 있다면 실업급여 연장 등 제도의 변화가 노동시장에 미치는 효과를 보다 다각적으로 살펴볼 수 있을 것으로 기대한다.



## 참 고 문 헌

- 김용성, 「외국사례 분석을 통한 노동시장 성과와 제도적 요인 간의 관계 및 정책적 시사점 고찰」, KDI 정책포럼 제206호, 한국개발연구원, 2008.
- 황덕순, 「실업급여」, 『한국의 노동 1987~2002』, 한국노동연구원, 2003, pp.468~487.
- Atkinson, Anthony B. and John Micklewright, “Unemployment Compensation and Labor Market Transitions: A Critical Review,” *Journal of Economic Literature* 29(4), December 1991, pp.1679~1727.
- Bils, Mark, Yongsung Chang, and Sun-Bin Kim, “Comparative Advantage in Cyclical Unemployment,” NBER Working Paper 13231, July 2007.
- Burdett, Kenneth, “Unemployment Insurance Payments as a Search Subsidy: A Theoretical Analysis,” *Economic Inquiry* 17(3), July 1979, pp.333~343.
- Cahuc, Pierre and André Zylberberg, *Labor Economics*, MIT Press, 2004.
- Card, David and Phillip B. Levine, “Extended Benefits and the Duration of UI Spells: Evidence from New Jersey Extended Benefit Program,” *Journal of Public Economics* 78(1-2), October 2000, pp.107~138.
- den Haan, Wouter J., Garey Ramey, and Joel Watson, “Job Destruction and Propagation of Shocks,” *American Economic Review* 90(3), June 2000, pp.482~498.
- Fredriksson, Peter and Bertil Holmlund, “Improving Incentives in Unemployment Insurance: A Review of Recent Research,” *Journal of Economic Surveys* 20(3), July 2006, pp.357~386.
- Hamermesh, Daniel S., “Unemployment Insurance and Labor Supply,” *International Economic Review* 21(3), October 1980, pp.517~527.
- Hæfke, Christian and Michael Reiter, “Endogenous Labor Market Participation and the Business Cycle,” Working paper, Universitat Pompeu Fabra, March 2006.
- Katz, Lawrence F. and Bruce D. Meyer, “The Impact of the Potential Duration of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment,” *Journal of Public Economics* 41(1), February 1990, pp.45~72.
- Kim, Sun-Bin, “Unemployment Insurance Policy with Endogenous Labor Force Participation,” *Journal of Economic Theory and Econometrics* 19(4), December 2008, pp.1~36.
- Korea Employment Information Service, *Yearly Statistics of Employment Insurance*, 2000~2006.
- Lalive, Rafael, Jan van Ours, and Josef Zweimüller, “How Changes in Financial Incentives Affect the Duration of Unemployment,” *Review of Economic Studies* 73(4), October 2006,

pp.1009~1038.

- Lalive, Rafael and Josef Zweimüller, "Benefit Entitlement and Unemployment Duration: The Role of Policy Endogeneity," *Journal of Public Economics* 88(12), December 2004, pp.2587~2616.
- Meyer, Bruce D., "Unemployment Insurance and Unemployment Spells," *Econometrica* 58(4), July 1990, pp.757~782.
- Moffitt, Robert, "Unemployment Insurance and the Distribution of Unemployment Spells," *Journal of Econometrics* 28(1), April 1985, pp.85~101.
- Moffitt, Robert and Walter Nicholson, "The Effect of Unemployment Insurance on Unemployment: The Case of Federal Supplemental Benefits," *Review of Economics and Statistics* 64(1), February 1982, pp.1~11.
- Montgomery, James D., "Social Networks and Labor Market Outcomes: Towards and Economic Analysis," *American Economic Review* 81(5), December 1991, pp.1408~1418.
- Mortensen, Dale, "Unemployment Insurance and Job Search Decisions," *Industrial and Labor Relations Review* 30(4), July 1977, pp.505~517.
- Mortensen, Dale and Christopher A. Pissarides, "Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment," *Review of Economic Studies* 61(3), July 1994, pp.397~415.
- Pissarides, Christopher A., *Equilibrium Unemployment Theory*, MIT Press, 2nd ed., 2000.
- Pries, Michael and Richard Rogerson, "Search Frictions and Labor Market Participation," *European Economic Review* 53(4), July 2009, pp.568~587.
- Puhani, Patrick A., "Poland on the Dole: The Effect of Reducing the Unemployment Benefit Entitlement Period During Transition," *Journal of Population Economics* 13(1), March 2000, pp.35~44.
- Rees, Albert, "Information Networks in Labor Markets," *American Economic Review, Papers and Proceedings* 56(2), May 1966, pp.559~566.
- Tauchen, George, "Finite State Markov-Chain Approximations to Univariate and Vector Autoregressions," *Economics Letters* 20(2), 1986, pp.177~181.
- van den Berg, Gerald J., "Nonstationarity in Job Search Theory," *Review of Economic Studies* 57(2), April 1990, pp.255~277.

## 부 록

### A. 실업급여제도

여기서는 우리나라 실업급여제도에 대해 살펴본다. 실업급여의 수준은 퇴직 전 평균임금의 50%이고, 최고액과 최저액이 정해져 있다. 현행 최고액은 1일 40,000 원이고, 최저액은 최저임금법상 시간급 최저임금액의 90%에 1일 근로시간 8시간을 적용하여 계산된다.

실업급여의 지급일수는 연령과 보험가입기간에 따라 본문의 <Table 1>과 같이 정해진다. 자격요건을 갖춘 근로자가 실업급여를 받을 수 있는 기간은 최소 3개월에서 최대 8개월이다. 실업급여의 경우 <Table A-1>에서와 같이 근로자와 사업주가 임금의 0.45%씩 부담하게 되어 있으나 고용안정 및 직업능력개발사업의 경우 기업의 규모에 따라 적게는 0.25%에서 많게는 0.85%까지 부담하도록 되어 있다.

<표 A-2>는 월평균 취업자 수, 고용보험 피보험자 수, 그리고 취업자 수 대비 피보험자 수의 비율을 보여준다. 2001년 월평균 피보험자 수는 685만명으로 전체 취업자(전체 임금근로자) 가운데 약

31.8%(50.6%) 가량을 차지했으나, 2007년 월평균 피보험자 수는 883만명, 비율도 37.7%(55.6%)로 2001년에 비해 다소 증가하였다.

<Table A-3>은 구직급여 수급인원의 추이를 보여준다. 2000~06년 취업자 대비 피보험자 비율의 증가는 미미했으나 실수급인원은 큰 폭으로 증가했다. 2000년 연간 구직급여 수급인원은 30만명이었고, 이들에게 지급된 총지급액은 연간 4,435억원이었다. 그러나 2006년 수급인원은 82만명으로 6년 사이에 50만명 이상 증가하였고, 총지급액도 1조 8,340억원으로 4배 가량 증가하였다. 그러나 구직급여(실업급여) 수급인원의 증가와 실업자 수 증가 사이의 상관관계는 찾아보기 어렵다.

<Table A-4>는 2000~07년 사이의 월평균 실업자 수, 구직급여 수급자 수, 그리고 실업자 수 대비 구직급여 수급자 수의 비율을 보여준다. 월평균 실업자 수는 2000년 98만명에서 2007년 78만명으로 감소하는 추세지만 월평균 구직급여 수급자 수는 2000년 7만명에서 2007년 24만명으로 세 배 이상 증가하였다.

〈Table A-1〉 Employee's and Employer's Contributions

	Number of Employees	Employee's Contributions	Employer's Contributions
(a) Unemployment Insurance Benefits		0.45%	0.45%
(b) Employment Stabilization Program and Vocational Ability Development Program	less than 150	-	0.25%
	more than 150 <sup>1)</sup>	-	0.45%
	more than 150~less than 1,000	-	0.65%
	more than 1,000 <sup>2)</sup>	-	0.85%

Note: 1) Companies with Priority Support.

2) Projects by National or Local Governments.

Source: Korea Employment Information Service.

〈Table A-2〉 Average Monthly Employed Persons and Insured Persons

(Number in thousand, %)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Employed Persons	21,156	21,572	22,169	22,139	22,557	22,856	23,151	23,433
Insured Persons	6,466	6,847	7,057	7,178	7,448	7,858	8,302	8,834
Ratio <sup>1)</sup>	30.6	31.8	31.8	32.4	33.0	34.4	35.9	37.7

Note: 1) Insured persons/employed persons.

Source: National Statistics Office, Korea Employment Information Service.

〈Table A-3〉 Benefit Recipients and Total Amount of Benefits

(number in thousand, billion Won)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Recipients	304	378	366	444	619	707	817
Amount	443.5	783.9	773.9	945.6	1327.4	1602.9	1834.0

Source: Korea Employment Insurance Service.

이는 제도 성숙의 효과로 인해 수급자 수가 증가한 것으로 해석할 수 있다. 따라서 2007년 월평균 구직급여 수급자들

의 수는 실업인구의 약 3분의 1 정도로 추정된다.

〈Table A-4〉 Average Monthly Unemployed Persons and Benefit Recipients

	(number in thousand, %)							
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Unemployed Persons	979	899	752	818	860	887	827	783
Benefits Recipients	74	113	105	123	174	204	222	243
Ratio <sup>1)</sup>	7.7	12.9	14.0	15.0	20.3	23.1	27.0	31.1

Note: 1) Benefit Recipients/Unemployed Persons.

Source: National Statistics Office, Korea Employment Information Service.

## B. Mortensen-Pissarides 모형

우선 노동자의 문제와 기업의 문제를  
축차적으로 나타낸다. 보유자산  $a$ 의 노  
동자가 생산성  $z$ 의 기업과 매칭을 이루

어 일을 할 때의 가치함수를  $W(a, z)$ 로  
나타내고, 보유자산  $a$ 의 노동자가 일을  
하지 않을 때의 가치함수를  $U(a)$ 로 나  
타낸다.<sup>1)</sup>

가치함수  $W(a, z)$ 는 다음과 같다.

$$W(a, z) = \max_{\{c, a'\}} \left\{ \begin{aligned} &\ln c + \beta \lambda U(a') \\ &+ \beta(1 - \lambda) E[\max\{W(a', z'), U(a')\} | z] \end{aligned} \right\} \quad (B1)$$

제약식은

$$c + a' = (1 + r)a + w(a, z)$$

$$a' \geq 0$$

가치함수  $U(a)$ 는 다음과 같다.

$$U(a) = \max_{\{c, a'\}} \left\{ \begin{aligned} &\ln c + B^s + \beta(1 - sp) U(a') \\ &+ \beta sp \max\{W(a', \bar{z}), U(a')\} \end{aligned} \right\} \quad (B2)$$

제약식은

$$c + a' = (1 + r)a + h$$

$$a' \geq 0$$

1) 여기서 자세히 설명하지 않는 변수 및 파라미터들은 본문을 참조하기 바란다.

기업의 가치함수도 축차적으로 표현한다. 보유자산  $a$ 의 노동자와 매칭을 이루어 생산활동을 하는 생산성  $z$  기업의 가치함수를  $J(a, z)$ 라고 나타내고, 공식을

$$J(a, z) = z - w(a, z) + \frac{1}{1+r} \lambda V + \frac{1}{1+r} (1-\lambda) E[\max\{J(A^w(a, z), z'), V\} | z] \quad (B3)$$

여기서  $A^w(a, z)$ 는 매칭을 이룬 노동자의 최적저축함수를 나타낸다. 기업의 가

치함수  $J(a, z)$ 는 다음과 같다.

치함수  $V$ 는 다음과 같다.

$$V = -k + \frac{1}{1+r} \left\{ q \sum_a \max\{J(A^u(a), \bar{z}), V\} \frac{\mu^u(a)}{\sum_a \mu^u(a)} + (1-q) V \right\} \quad (B4)$$

여기서  $A^u(a)$ 는 자산규모가  $a$ 인 실업자들의 최적저축함수, 그리고  $\mu^u(a)$ 는 자산규모가  $a$ 인 실업자들의 수를 나타낸다. 기업들의 일자리 창출비용을 0이라고

가정하면 균형에서 자유진입조건이 만족되어  $V$ 는 0이 된다.

임금은 다음과 같은 일반적인 형태의 내쉬협상문제로부터 도출된다.

$$w(a, z) = \arg \max [W(a, z) - U(a)]^\gamma [J(a, z) - V]^{1-\gamma} \quad (B5)$$

제약식은

$$S(a, z) = W(a, z) - U(a) + J(a, z) - V \quad (B6)$$

마지막으로 시간에 따라 변화하지 않는 취업자와 실업자의 분포  $\mu^e$ 와  $\mu^u$ 는

다음과 같이 표현된다.

$$\mu^e(a', z') = \sum_{\Omega} 1\{z' \geq z^*(a')\} \pi(z' | z) (1-\lambda) \mu^e(a, z) c + 1\{z' = \bar{z}\} \sum_{\Phi} 1\{\bar{z} \geq z^*(a')\} s p \mu^u(a) \quad (B7)$$

그리고

$$\begin{aligned} \mu^u(a') = & \sum_{z'} \sum_{\Omega} 1\{z' < z^*(a')\} \pi(z'|z)(1-\lambda) \mu^e(a, z) \\ & + \sum_{\Omega} \lambda \mu^e(a, z) + \sum_{\Phi} \{1\{\bar{z} < z^*(a')\} sp + (1-sp)\} \mu^u(a) \end{aligned} \quad (B8)$$

여기서  $\Omega = \{(a, z) | a' = A^w(a, z)\}$ ,  $\Phi = \{a | a' = A^u(a)\}$ , 그리고  $1\{\cdot\}$ 은 지시 함수로서  $\{\cdot\}$ 이 참일 때 1의 값을, 그렇지 않을 때 0의 값을 갖는다.

균형은 다음과 같이 정의된다. 균형은 가치함수  $\{W(a, z), U(a), J(a, z), V\}$ , 노동자의 최적소비 및 최적저축 함수, 기업 생산성의 임계값 함수, 균형내쉬협상 임금, 공식-실업비율, 그리고 취업자와 실업자의 분포로 구성되며 다음을 만족한다.

- i. 공식-실업비율, 균형내쉬협상임금, 취업자 및 실업자의 분포가 주어졌을 때 최적저축함수는 각각의 가치 함수를 푼다.

- ii. 가치함수와 취업자 및 실업자의 분포가 주어졌을 때 임계값의 함수  $z^*(a)$ 에서 매칭 잉여  $S(a, z^*(a))$ 는 0이 된다.
- iii. 가치함수가 주어졌을 때 균형내쉬협상임금은 식 (B5)를 푼다.
- iv. 균형내쉬협상임금, 생산성의 임계값 함수, 기업의 가치함수  $J(a, z)$ 와 취업자 및 실업자의 분포가 주어졌을 때, 자유진입조건이 만족되면  $V=0$ 가 된다.
- v. 최적저축함수와 생산성의 임계값 함수가 주어지면 시간에 따라 변화하지 않는 분포함수는 식 (B7)과 (B8)을 만족한다.